

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO**

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO

**EFETIVIDADE DO *CROSS HEDGING* DOS NOVILHOS ARGENTINOS E
URUGUAIOS NO MERCADO FUTURO DO BOI GORDO BRASILEIRO**

SÃO PAULO

2013

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO

**EFETIVIDADE DO *CROSS HEDGING* DOS NOVILHOS ARGENTINOS E
URUGUAIOS NO MERCADO FUTURO DO BOI GORDO BRASILEIRO**

Tese apresentada à Escola de Administração de
Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio
Vargas como requisito para obtenção do título de
Doutor em Administração de Empresas.

Campo de Conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Fabio Gallo Garcia

SÃO PAULO

2013

Oliveira Neto, Odilon José de.

Efetividade do Cross Hedging dos Novilhos Argentinos e Uruguaios no Mercado Futuro do Boi Gordo Brasileiro / Odilon José de Oliveira Neto - 2013.

116 f.

Orientador: Fábio Gallo Garcia

Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

1. Hedging (Finanças). 2. Risco (Economia). 3. Mercado futuro. 4. Bovino de corte - Brasil. 5. Bovino - Preços. I. Garcia, Fábio Gallo. II. Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo. III. Título.

CDU 339.172

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO

**EFETIVIDADE DO *CROSS HEDGING* DOS NOVILHOS ARGENTINOS E
URUGUAIOS NO MERCADO FUTURO DO BOI GORDO BRASILEIRO**

Tese apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração de Empresas.

Campo de Conhecimento: Finanças

Data de Aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Fabio Gallo Garcia (Orientador)
FGV/EAESP

Prof. Dr. William Eid Junior
FGV/EAESP

Prof. Dr. Hsia Hua Sheng
FGV/EAESP

Prof. Dr. Roberto Mario Perosa Junior
FGV/EESP

Prof. Dr. José Evaristo dos Santos

*Dedico este trabalho à minha Mãe,
ao meu Pai, e à minha Irmã Simone.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, acima de tudo.

Ao meu Pai, Silva Rezende. À minha Mãe, Nilza Alves de Oliveira. À minha querida irmã, Simone. Aos meus irmãos, Emerson, Everton e Gabriel. Aos meus sobrinhos, Vitor e Júlia. Ao meu cunhado, Wesley. À minha Tia Mirinha e ao meu Tio Rogério. Obrigado pelo incentivo, compreensão, paciência, amor e carinho de vocês.

Ao Dr. Oscar Barroso Marra, Dr^a. Mary Marques Guimarães, Dr^a. Carolina Vanessa Aidar e equipe, que foram responsáveis pelo sucesso da cirurgia a que fui submetido durante o período de realização deste trabalho.

Ao amigo e Professor Dr. Fabio Gallo Garcia, pela orientação, atenção, seriedade e respeito durante a realização deste trabalho. Muito obrigado, Professor.

Ao Prof. Dr. William Eid Junior e ao Prof. Dr. Roberto Mario Perosa Junior, por terem participado do exame de qualificação e da defesa deste trabalho. As contribuições dos senhores foram significativas, não só para a conclusão do presente trabalho, mas também para a aprovação dos artigos para publicação em periódicos e eventos científicos.

Ao Prof. Dr. José Evaristo dos Santos e ao Prof. Dr. Hsia Hua Sheng, por aceitarem o convite para participar da defesa deste trabalho.

Aos pesquisadores da 2^a. Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de *Commodities* da BM&FBovespa, agradeço pelas significativas contribuições para o meu trabalho.

A Professora Maria Selma Rodrigues e Guedes e ao Professor Dr. Bento Alves Fleury Jayme Curado, pela colaboração nas correções ortográficas deste trabalho.

A todos(as) os(as) professores(as) do Doutorado Interinstitucional em Administração da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getulio Vargas/Universidade Federal de Uberlândia (DINTER - FGV-EAESP/UFU). À FGV-EAESP e à UFU, pela oportunidade de cursar o Doutorado em Administração.

Aos colegas do Doutorado, em especial, aos companheiros Leonardo Caixeta e Peterson Gandolfi.

A todos que, direta ou indiretamente, participaram do meu processo de estudos no Doutorado.

Aos meus ex-professores, em especial, ao amigo e Professor Dr. Reginaldo Santana Figueiredo (UFG), um grande incentivador do meu trabalho. Aos Professores, Dr. Luiz

Gonzaga de Castro Júnior (UFLA) e Dr. Alcido Elenor Wander (UFG), pela confiança depositada nas cartas de recomendação.

Aos atuais e ex-colegas de trabalho da Universidade Federal de Uberlândia (UFU), Universidade do Estado de Mato Grosso (UNEMAT), Instituto Aphonsiano de Ensino Superior (IAESup) e Faculdade Alfredo Nasser (UNIFAN), em especial, aos companheiros, José Jerônimo de Lima, Waltuir Batista Machado, Paulo Roberto Scatola, Aldair Vilela Machado, Alzemar José Delfino, Almério Júnior e Emerson Belo, e companheiras, Karine Cristiane, Leila Rodrigues, Mara Beatriz, Rejane Alexandrina, Juliene Barbosa, Jussara Goulart e Noézia Ramos.

Aos alunos e ex-alunos da UFU, e ex-alunos da UNEMAT, UNIFAN e IAESup, pelo reconhecimento e pelas homenagens recebidas ao longo da minha jornada como Professor. Tudo o que vivi nessas Instituições foi fonte de energia na busca por novos objetivos.

Às minhas amigas, Divina Aparecida e Patrícia Trindade, e aos amigos de muitos janeiros que sempre me apoiaram, em especial, Leonardo Oliveira, Luiz Claudio “Pelezinho”, Everton Lima, Luiz Antônio de Campos, Valmir Lima, Alexandre “Buiu” e Fernando Oliveira. Estejam onde estiverem, meus agradecimentos. Aos amigos de poucos janeiros, Hélio Pimenta, João Gonçalves e Tiago Leonel, obrigado pelo apoio moral nos últimos meses.

A todas as pessoas que contribuem ou contribuíram de alguma forma para que minha vida seja mais alegre e bacana.

RESUMO

Na Argentina e no Uruguai, diversas tentativas de negociação de contratos futuros e de índice de preços de carne bovina foram frustradas ao longo dos anos, tendo os derivativos lançados fracassado, em um curto espaço de tempo, por falta de liquidez. Esse cenário, somado a outras particularidades do mercado físico da carne bovina, torna o gerenciamento de risco de preços um problema para os agentes econômicos que atuam nessa cadeia produtiva. Nesse contexto, emergiu a seguinte questão: a proteção cruzada com contratos futuros de boi gordo brasileiro da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa) é efetiva para a administração do risco de preços dos novilhos de corte no mercado a vista argentino e uruguaio? Com a finalidade de responder a essa questão, propôs-se a verificar se é possível mitigar o risco da volatilidade de preços no mercado a vista dos novilhos de corte argentinos e uruguaio por meio do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa. Para tanto, foram utilizados modelos estáticos e dinâmicos de estimação da razão de *cross hedge* ótima e efetividade em mitigação do risco. Os resultados do teste de hipóteses de mitigação do risco permitiram assegurar que são fortes as evidências de efetividade do mercado futuro do boi gordo brasileiro na proteção contra o risco de preços do mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaio. Complementarmente, verificou-se a hipótese de eficiência do mercado futuro. Os resultados apresentaram evidências de um relacionamento estocástico comum no longo prazo entre os preços a vista e futuros, e de eficiência na predição dos preços no curto prazo, o que sugere que os contratos futuros de boi gordo brasileiro da BM&FBovespa permitem uma trava adequada de cotação-preço para os novilhos argentinos e uruguaio no mercado a vista.

Palavras-Chave: *Hedging*; *Cross Hedging*; Mitigação do Risco; Efetividade do *Cross Hedging*; Mercado Futuro do Boi Gordo Brasileiro.

ABSTRACT

Several attempts of negotiation of future contracts and price indexes of beef cattle in Argentina and in Uruguay were frustrated along the years. The derivatives issued failed in a short period of time due to lack of liquidity. That scenery and other particularities of the live cattle spot market turned the administration of risk of prices into a problem for the economical agents of the meat chain. In this context, the following question emerged: the cross hedging with future contracts of Brazilian live cattle in the Brazilian Securities, Commodities and Futures Exchange (BM&FBovespa) is effective for the administration of risk of prices of beef steers in the Argentinian and Uruguayan spot market? In an effort to answer this question, it was proposed to verify if it is possible to mitigate the risk of the price volatility of the spot market of Argentinian and Uruguayan beef steers through of cross hedging in the futures market for Brazilian live cattle in the BM&FBovespa. For this, it was used static and dynamic models to estimate of the optimal cross hedge ratio and effectiveness of risk mitigation. The results of the hypothesis test of risk mitigating allow to assure that there are strong empirical evidences of effectiveness of the futures market of Brazilian live cattle in protection against the prices risk of the spot market of Argentinian and Uruguayan steers. Complementarily, it was analyzed the hypothesis of the futures market efficiency. The results present empirical evidence of a stochastic relationship common in long-term between spot and futures prices, and efficiency in predicting short-term price, which suggest that the future contracts of Brazilian live cattle in the BM&FBovespa allow adequate hedge of price for the Argentinian and Uruguayan steers in spot market.

Keywords: Hedging; Cross Hedging; Risk Mitigation; Cross-Hedging Effectiveness; Brazilian Live Cattle Futures Market.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Relação entre os preços a vista e futuros até o vencimento dos contratos.....	26
Figura 2 – Variância da posição do <i>hedger</i> em relação à razão de <i>hedge</i>	30
Figura 3 – Regressão da variação entre os preços a vista e futuros.....	31
Gráfico 1 – Preços futuros do boi gordo brasileiro e a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012.....	63
Gráfico 2 – Logaritmo dos preços futuros do boi gordo brasileiro e logaritmo dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012.....	63
Gráfico 3 – Comportamento dos valores percentuais da base para os novilhos argentinos e uruguaios entre os anos de 2002 e 2012.....	66
Quadro 1 – Números do mercado da carne bovina brasileira, argentina e uruguaia (Ano - 2010)	23
Quadro 2 – Principais especificações do contrato futuro do boi gordo da BM&FBovespa.....	58

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatística descritiva dos preços futuros do boi gordo brasileiro e preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012 (em dólares).....	64
Tabela 2 – Estatística descritiva dos logaritmos dos preços futuros do boi gordo brasileiro e dos logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012 (em dólares).....	65
Tabela 3 – Estatística descritiva da base percentual para os novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012.....	67
Tabela 4 – Correlação linear entre os logaritmos dos preços futuros do boi gordo brasileiro e logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.....	67
Tabela 5 – Teste da raiz unitária de Phillips e Perron para os logaritmos dos preços futuros e logaritmos dos preços a vista.....	69
Tabela 6 – Número de defasagens do modelo vetorial autorregressivo sobre os logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios em relação ao logaritmo dos preços futuros do boi gordo brasileiro.....	69
Tabela 7 – Teste do traço para verificação da cointegração entre os preços a vista e futuros.....	70
Tabela 8 – Equação de cointegração entre os preços futuros e a vista.....	70
Tabela 9 – Modelos vetoriais autorregressivos com a inclusão do mecanismo de correção de erro.....	71
Tabela 10 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação da estratégia de cobertura completa (<i>full hedging</i>).....	74
Tabela 11 – Razão de <i>cross hedge</i> pela aplicação do modelo de variância mínima (<i>VM</i>).....	75
Tabela 12 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo de variância mínima.....	76
Tabela 13 – Razão de <i>cross hedge</i> pela aplicação dos modelos <i>VEC</i> (2).....	78

Tabela 14 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erro – <i>VEC</i> (2).....	79
Tabela 15 – Razão de <i>cross hedge</i> pela aplicação do modelo heterocedástico <i>VECH</i> ...	80
Tabela 16 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico <i>VECH</i>	81
Tabela 17 – Razão de <i>cross hedge</i> pela aplicação do modelo heterocedástico <i>CCC</i>	83
Tabela 18 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico <i>CCC</i>	84
Tabela 19 – Razão de <i>cross hedge</i> pela aplicação do modelo heterocedástico <i>BEKK</i>	86
Tabela 20 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico <i>BEKK</i>	87
Tabela 21 – Valores dos critérios de informação para os modelos de regressão.....	89
Tabela 22 – Efetividade do <i>cross hedging</i> no mercado futuro do boi gordo brasileiro..	90

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ABIEC – Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne
- AIC – Critério de Informação de *Akaike*
- ARCH – Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva
- BEKK – Modelo Heterocedástico Autorregressivo Generalizado Diagonal *bekk*
- BGI – Boi Gordo Brasileiro ou Indicador do Boi Gordo
- BM&F – Bolsa de Mercadorias & Futuros
- BM&FBovespa – Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo
- CBOT – *Chicago Board of Trade*
- CCC – Modelo Heterocedástico Autorregressivo Generalizado de Correlação Condicional Constante
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
- DW – Estatística *d* de *Durbin* e *Watson*
- FH – Modelo *Full Hedging* ou de Cobertura Completa
- GARCH – Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada
- HME – Hipótese do Mercado Eficiente
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- INAC – *Instituto Nacional de Carnes - Uruguay*
- KCBT – *Kansas City Board of Trade*
- LSE – *London Stock Exchange*
- MAGYP – *Ministerio de Agricultura, Ganaderia y Pesca - Argentina*
- NAR – Novilho Argentino
- NUR – Novilho Uruguaio
- NYBOT – *New York Board of Trade*
- PAR – Novilho Precoce Argentino
- SBC – Critério de Informação Bayesiano de *Schwarz*
- USDA – *Unidet States Department of Agriculture*
- VEC – Modelo Vetorial Autorregressivo com a Inclusão do Mecanismo de Correção de Erro
- VECH – Modelo Heterocedástico Condicional Autorregressivo Generalizado Diagonal *vech*
- VM – Modelo de Variância Mínima

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.1	Problema e Objetivos	16
1.2	Justificativa e originalidade da pesquisa	19
1.3	Estrutura do trabalho	21
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	22
2.1	O mercado da carne bovina e sua importância	22
2.2	Abordagem teórica sobre a precificação e efetividade em mercados futuros.....	24
2.2.1	Teoria clássica e da especulação sobre a base.....	24
2.2.2	Maximização da utilidade esperada pela minimização do risco.....	26
2.2.3	Utilidade esperada pela minimização da volatilidade da riqueza.....	31
2.3	Eficiência no mercado futuro.....	34
2.4	<i>Cross hedging</i> : concepção e revisão de literatura.....	37
3	HIPÓTESES DA PESQUISA.....	41
3.1	A Hipótese de eficiência do mercado futuro.....	41
3.2	A Hipótese de mitigação do risco.....	43
4	METODOLOGIA.....	45
4.1	Métodos aplicados ao teste da hipótese de eficiência do mercado futuro.....	45
4.2	Métodos aplicados ao teste da hipótese de mitigação do risco.....	48
4.2.1	Modelo de variância mínima.....	50
4.2.2	Modelo vetorial de correção do erro.....	50
4.2.3	Modelos heterocedásticos.....	51
4.2.4	Crítérios de informação.....	56
4.3	Dados e procedimentos.....	57
4.3.1	Preços futuros do boi gordo brasileiro.....	57
4.3.2	Preços a vista dos novilhos argentinos.....	58
4.3.3	Preços a vista do novilho uruguaio.....	60
4.4	Seleção, tratamento e transformação dos dados.....	60
5	RESULTADOS E ANÁLISES.....	62
5.1	Comportamento dos preços a vista e futuros.....	62
5.2	Estatística descritiva dos preços a vista e futuros.....	64

5.3	Base e risco de base.....	65
5.4	Correlação linear entre os preços a vista e futuros.....	67
5.5	A Hipótese de eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro.....	68
5.6	A Hipótese de mitigação do risco no mercado futuro do boi gordo brasileiro....	73
5.6.1	Proteção contra o risco pelo modelo <i>full hedging</i>	73
5.6.2	Proteção contra o risco pelo modelo de variância mínima.....	75
5.6.3	Proteção contra o risco pelo modelo vetorial autorregressivo com correção do erro.....	77
5.6.4	Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico diagonal <i>vech</i>	80
5.6.5	Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico de correlação condicional constante.....	82
5.6.6	Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico diagonal <i>bekk</i>	85
5.7	Identificação do modelo de estimação com melhor ajuste.....	88
5.8	Desempenho do <i>cross hedging</i> em mitigação do risco: testes dentro e fora da amostra.....	89
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	92
	REFERÊNCIAS.....	96
	APÊNDICES.....	104
	APÊNDICE A - Teste LM para verificação da presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva (<i>ARCH-LM</i>).....	104
	APÊNDICE B – Razões de <i>cross hedge</i> condicionais e ótimas estimadas pelo modelo <i>VECH</i>	105
	APÊNDICE C – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo <i>VECH</i>).....	106
	APÊNDICE D – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho argentino (Modelo <i>VECH</i>).....	107
	APÊNDICE E – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo <i>VECH</i>).....	108
	APÊNDICE F – Razões de <i>cross hedge</i> condicionais e ótimas estimadas pelo modelo <i>CCC</i>	109
	APÊNDICE G – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo <i>CCC</i>).....	110
	APÊNDICE H – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e	

preços a vista do novilho argentino (Modelo <i>CCC</i>).....	111
APÊNDICE I – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo <i>CCC</i>).....	112
APÊNDICE J – Razões de <i>cross hedge</i> condicionais e ótimas estimadas pelo modelo <i>BEKK</i>	113
APÊNDICE K – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo <i>BEKK</i>).....	114
APÊNDICE L – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho argentino (Modelo <i>BEKK</i>).....	115
APÊNDICE M – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo <i>BEKK</i>).....	116

1. INTRODUÇÃO

O cenário de instabilidade econômica que circunda importantes mercados consumidores, em especial, o norte-americano e o da zona do euro, tem aumentado a volatilidade dos preços a vista e, por conseguinte, ampliado as incertezas quanto à demanda futura por mercadorias, bens, serviços, tecnologias, entre outros.

Nessa conjuntura, o mercado de *commodities* é um dos mais afetados na relação entre a oferta e a demanda. Fato é que, mesmo com aumento significativo da produção de *commodities* agrícolas, minerais, metais e energéticas nas últimas duas décadas, a elevação no consumo tem causado variações no ponto de equilíbrio e, conseqüentemente, no preço de comercialização das mesmas.

Diante desse contexto, diversos mercados financeiros e suas respectivas bolsas de futuros organizadas têm ampliado as alternativas para a administração do risco gerado pela volatilidade de preços das *commodities*, principalmente, ao promover o desenvolvimento de instrumentos derivativos que sejam capazes de oferecer proteção aos agentes de mercado.

Entre os mercados de *commodities* que estão sujeitos às incertezas na formação de preços a vista, encontra-se o mercado da carne bovina, que é um dos mais representativos para importantes economias da América do Sul, como as do Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai, em especial, no conjunto, produção, consumo interno e exportação.

No entanto, mesmo que nesses países a relevância econômica do mercado da carne bovina seja evidente, dada sua participação no produto interno bruto (PIB), os principais agentes econômicos da cadeia produtiva, como produtores, indústrias, distribuidores, varejistas e comerciantes, continuam expostos à volatilidade dos preços no mercado a vista.

Em teoria, minimizar o impacto da variação dos preços no mercado a vista é possível a partir da negociação de derivativos no mercado futuro que tenham por finalidade o gerenciamento do risco. Entretanto, ressalta-se que, hipoteticamente, mesmo que os derivativos não apresentem especificações que repliquem por completo as características das *commodities*, pode-se buscar uma proteção do risco de preços.

1.1 Problema e Objetivos

De maneira geral, em uma cadeia produtiva, independentemente do elo de atuação, seja produção, manufatura, distribuição ou comercialização, os agentes econômicos estão sempre expostos às incertezas dos preços. Na cadeia produtiva da carne bovina, essa situação não é diferente. Particularidades, como sazonalidade na oferta, clima, localização, barreiras sanitárias e tarifárias, estrutura da indústria e comportamento do nível do estoque de produtos substitutos, agregadas a possíveis alterações em variáveis macros, como taxa de juros, taxas de câmbio, oferta e demanda mundial de *commodities* agropecuárias, entre outras, são fatores que exigem maior atenção na administração do risco de preços.

Nesse cenário, os derivativos negociados em mercados futuros se apresentam como instrumentos que têm por finalidade minimizar os riscos de preços dos participantes do mercado a vista, o que é possível a partir de uma operação de “trava” ou proteção (em inglês, *hedging*), que se concretiza quando um agente toma uma posição no mercado futuro com o objetivo de mitigar o risco financeiro da volatilidade de preços de determinado ativo no mercado a vista.

No entanto, em situações nas quais não se encontram no mercado financeiro instrumentos de proteção que repliquem perfeitamente os ativos negociados no mercado a vista, não se descarta a possibilidade do gerenciamento de risco de preços, o que é possível por meio de uma proteção cruzada (em inglês, *cross hedging*) com derivativo de um ativo similar no mercado futuro.

Nesse contexto, Austrália, Brasil e Estados Unidos contam com instrumentos derivativos negociados em mercados futuros com a finalidade de mitigar os riscos de preços do mercado a vista de bovinos de corte. Porém, outros países, como Argentina e Uruguai, não contam com derivativos no mercado futuro local que permitam mitigar o risco de preços.

Nesses países, as tentativas de negociação de contratos futuros derivados do mercado da carne bovina foram frustradas ao longo dos anos, sendo esses derivativos lançados e, em um curto espaço de tempo, fracassados por falta de liquidez. As investigações de Meneses (1998), Comiso (2007) e Dopchiz (2008) apontam para elementos que levaram ao curto ciclo de vida dos contratos futuros de carne bovina na Argentina, como contratos futuros que não atendiam a interesses comuns dos agentes da cadeia produtiva e a incompatibilidade dos padrões dos derivativos em termos de tamanho, vencimento e margens de garantia, entre outros.

Dessa forma, ao apreciar que a produção de carne bovina argentina e uruguaia está voltada, principalmente, à exportação, e que esses países atendem a mercados comuns aos da produção brasileira, inclusive, com indústrias de um mesmo grupo atuando ao mesmo tempo nesses países, sugere-se que os desafios relacionados à proteção contra o risco de volatilidade dos preços a vista são semelhantes para os agentes que atuam nesses mercados.

Fato é que, diferentemente do insucesso dos contratos futuros derivados do mercado da carne bovina argentina e uruguaia, o contrato futuro do boi gordo brasileiro trata-se do derivativo com maior liquidez do mercado futuro de *commodities* agrícolas da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa).

No entanto, apesar de ser uma referência para o mercado da carne bovina brasileira, o contrato futuro do boi gordo da BM&FBovespa não tem sido demandado, em nível regional, por produtores, frigoríficos e comerciantes de outros países, como o caso da Argentina e Uruguai que, conforme dito anteriormente, não possuem derivativos de carne bovina negociados em mercado futuro local. Em outros termos, o mercado futuro brasileiro de *commodities* agrícolas apresenta baixa demanda por contratos futuros para os padrões internacionais, ainda mais ao apreciar a dimensão do mercado agrícola brasileiro.

Situação diferente ocorre em outras bolsas de futuros, como é o caso da *Chicago Board of Trade* (CBOT), que não só é referência local de preços para o mercado de soja, milho e outras *commodities* agrícolas, como atraem *hedgers* de diversos países vizinhos e, também, de países localizados em outros continentes.

Por conseguinte, ao considerar as características do mercado da carne bovina brasileira, argentina e uruguaia, suas diferenças na produção e comercialização de bovinos de corte e a problemática no gerenciamento dos preços com derivativo com padrão diferente das *commodities* negociadas no mercado a vista, em especial, a enfrentada pelos agentes da cadeia produtiva da carne bovina argentina e uruguaia, emerge a seguinte questão orientadora desta pesquisa: a proteção cruzada com contratos futuros de boi gordo brasileiro da BM&FBovespa é efetiva para a administração do risco de preços dos novilhos de corte no mercado a vista argentino e uruguaio?

Essa questão é constituída sob a concepção teórica de que a efetividade em mitigação do risco da combinação simultânea entre os mercados, a vista e futuro, resulta da relação de troca do risco do preço corrente pelo risco de base decorrente do *cross hedging*.

Nesse contexto, este estudo tem como objetivo principal:

Verificar se é possível mitigar o risco da volatilidade de preços no mercado a vista dos novilhos de corte argentinos e uruguaios por meio do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa.

A possibilidade da cobertura do risco de preços do mercado a vista por meio do *cross hedging* no mercado futuro levanta também uma discussão a respeito da eficiência dos preços futuros dos derivativos negociados em bolsa como preditores dos preços a vista.

O termo “eficiência” é utilizado aqui como medida da capacidade de predição dos preços e, portanto, indica a possibilidade da realização de *hedge* por parte do agente interessado em conseguir assegurar determinada cotação-preço no mercado futuro.

Ocorre que, em um mercado futuro tido como eficiente, os preços futuros correntes de um contrato para entrega de um produto em uma data futura precisam ser bons estimadores dos preços a vista para essa mesma data. Segundo Fama (1970), um mercado é tido ou não como eficiente dependendo da sua capacidade em incorporar as informações disponíveis aos preços a vista. Dessa forma, ressalta-se que a trava do preço relativa à proteção contra o risco só faz sentido se o mercado for eficiente.

No entanto, a agregação de todo conjunto de informações disponíveis sobre o preço de uma *commodity* merece um julgamento preciso, uma vez que, no longo prazo, o nível de eficiência do mercado futuro pode variar. Essa ponderação se apoia na natureza da precificação em mercados agrícolas que, conforme colocado anteriormente, envolve um número significativo de variáveis de nível macro que não estão sob controle dos agentes diretamente envolvidos com a cadeia produtiva e que, por consequência, podem impactar o comportamento dos preços. Exemplo disso são as intervenções do governo federal argentino no mercado da carne bovina ocorridas, principalmente, a partir do ano de 2008.

O presente estudo, além de tratar da questão da eficiência do mercado futuro, lida com outro aspecto desse segmento de mercado, que é referente aos preços futuros de um ativo com características diferentes do ativo a ser protegido no mercado a vista, o que, conseqüentemente, adiciona um componente de prêmio ao risco à avaliação da eficiência do mercado futuro. Portanto, diante dessas particularidades, espera-se não rejeitar a hipótese de um mercado futuro eficiente desde que o preço futuro do boi gordo brasileiro seja um estimador não viesado dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.

Assim sendo, mesmo que a hipótese do mercado eficiente seja colocada em teoria por Fama (1970, 1991) como uma hipótese conjunta de que os agentes econômicos formam suas

expectativas racionalmente, e esses são neutros ao risco, as particularidades dos ativos objetos desta investigação incorporam outros fatores de prêmio em sua avaliação.

Destarte, ao considerar a problemática da administração do risco de preços dos novilhos argentinos e uruguaios, em especial, pela carência de derivativos e indicadores de preços futuros que possibilitem uma descoberta dos preços a vista, propõe-se o ajuizamento de uma segunda questão de pesquisa: os preços futuros do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa são preditores eficientes dos preços a vista dos novilhos de corte argentinos e uruguaios na data do vencimento dos contratos?

Por conseguinte, o presente estudo tem como objetivo complementar:

Verificar a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro na predição dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.

1.2 Justificativa e originalidade da pesquisa

A contribuição teórica coligada ao objetivo principal é atribuída à verificação da possibilidade da cobertura do risco de preços em mercados além daqueles já estudados. Mais precisamente, esta tese avalia a possibilidade de proteger uma *commodity* agrícola a partir da negociação com contratos futuros de outro mercado, isto é, em teoria, este estudo verifica a maximização da utilidade de um agente com aversão ao risco que procura proteção em um mercado futuro com características similares, mas não idênticas àquela do mercado a vista original.

Nesse caso, a pesquisa apresenta ainda como particularidade uma verificação da hipótese de mitigação do risco de preços de *commodities* agrícolas no mercado a vista de dois países (Argentina e Uruguai), por meio do *cross hedging* com contrato futuro adjacente de um mercado futuro de outro país (Brasil).

A utilidade desta investigação perpassa pelo fato de que, apesar de o mercado futuro do boi gordo brasileiro ser bastante explorado nas pesquisas de âmbito nacional, essas não atentaram para a análise da utilização desse mercado como alternativa para o gerenciamento de risco de preços no contexto regional (América do Sul).

Mesmo sendo um dos derivativos do mercado de carne bovina com maior volume de negociação no mundo (contrato futuro do boi gordo brasileiro), seu desempenho em cobertura

de risco no mercado internacional não foi avaliado, o que, por outro lado, foi identificado em pesquisas relacionadas a outros mercados agrícolas, como é caso dos estudos: de Silva, Aguiar e Lima (2003), Martins e Aguiar (2004), Maia e Aguiar (2010) acerca da soja brasileira e seus derivados na *Chicago Board of Trade* (CBOT); de Raabe, Staduto e Shikida (2006), sobre o açúcar brasileiro na *London Stock Exchange* (LSE) e *New York Board of Trade* (NYBOT); e de Nogueira, Aguiar e Lima (2002), acerca do café arábica na *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange* (CSCE).

É original, também, o fato de esta pesquisa verificar o desempenho da cobertura de risco dos preços a vista de um produto agrícola sem derivativos similares comercializados em bolsa de futuros local (ou seja, novilhos argentinos e uruguaios), pela negociação de um derivativo (contrato futuro do boi gordo brasileiro) com mais de 30 anos de comercialização em bolsa organizada.

Portanto, nota-se que o objetivo principal é coerente com a busca por contribuições no nível teórico e de mercado. Os resultados podem contribuir, em especial, para agentes que procuram no mercado futuro a administração do risco de preços, bem como para agentes que podem vir a atuar com essa finalidade.

No contexto teórico, destaca-se ainda que a segunda proposição deste estudo, que tem por finalidade verificar a hipótese de eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios, é tida como original, uma vez que incorpora as diferenças entre os produtos agrícolas nos mercados a vista e futuro como fator de risco.

Diferentemente de outros estudos relacionados à hipótese de eficiência dos mercados futuros agrícolas realizados no Brasil, como os de Abitante (2008), Alves, Duarte e Lima (2008), Moraes, Lima e Melo (2009) e Silva Neto, Fraga e Marques (2010), o presente estudo testa essa hipótese sob uma perspectiva empírica de eficiência dos preços do boi gordo brasileiro, os quais são definidos conforme o padrão do contrato negociado no mercado futuro da BM&FBovespa em relação ao preços dos novilhos argentinos e uruguaios no mercado a vista.

Nesse caso, incorporam-se às disparidades entre os padrões dos derivativos no mercado futuro e características físicas dos ativos no mercado a vista outros componentes de risco, como políticas institucionais, padrão de cotações e intervenções governamentais no mercado interno e externo da carne bovina, entre outros.

Por conseguinte, nota-se que o objetivo complementar desta tese também atenta para a perspectiva de originalidade e busca integrar as contribuições no nível teórico e de mercado,

já que se testa a hipótese do mercado eficiente em um contexto diferente daquele das pesquisas já realizadas, nesse caso, com a finalidade de verificar se os preços futuros do boi gordo brasileiro apresentam uma relação informacional eficiente com os preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.

1.3 Estrutura do trabalho

Ao buscar o alcance dos objetivos propostos, o presente estudo é composto por uma estrutura ordenada em seis capítulos interdependentes.

Neste primeiro capítulo, foi apresentada a estrutura central do trabalho, sendo essa formada pelo problema de pesquisa, objetivo principal e complementar, justificativa e originalidade da pesquisa.

O capítulo dois abrange a abordagem teórica sobre a precificação e efetividade em mercados futuros, a eficiência do mercado futuro (com ênfase em mercados de *commodities* agrícolas) e uma revisão de literatura relacionada ao *cross hedging*. Nesse capítulo, o primeiro item trata da relevância do mercado da carne bovina para os países envolvidos na pesquisa.

Em seguida, o capítulo três é composto pelas hipóteses da pesquisa e suas particularidades. O capítulo quatro apresenta os principais elementos científicos da metodologia, como: método de pesquisa, modelos estatísticos, caracterização das variáveis e tratamento dos dados.

O capítulo cinco é composto pela apresentação dos dados, análises estatísticas e discussão dos resultados acerca da verificação da hipótese de eficiência do mercado futuro e da hipótese de mitigação do risco de preços. No capítulo seis, denominado considerações finais, são apresentadas as conclusões e propostas para futuras investigações.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 O mercado da carne bovina e sua importância

As riquezas geradas pelos mercados agrícolas e agroindustriais são muito importantes para a composição do produto interno bruto (PIB) da economia de diversos países da América do Sul. O conjunto de operações e negócios realizados nesse setor, denominado agronegócio, representa, para o Brasil, 23%, para a Argentina, 32%, e para o Uruguai, 55% do seu PIB (CEPEA, 2011; USDA, 2011).

A composição do PIB do agronegócio brasileiro, argentino e uruguaio tem as atividades pecuárias como responsáveis por algo em torno de 40% da riqueza gerada pelo setor. Nesse contexto, as operações e negócios relacionados à bovinocultura de corte e ao mercado da carne bovina representam cerca de um terço do PIB das atividades pecuárias (CEPEA, 2011; MAGYP, 2011; USDA, 2011).

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), em 2010, juntos, Brasil, Argentina e Uruguai, responderam por algo perto de 25% do contingente de bovinos de corte no mundo. Nesse patamar, o Brasil, com 185,16 milhões de bovinos, e a Argentina, com 49,05 milhões de bovinos, ocupam a primeira e a quarta posição em rebanho bovino comercial no mundo, respectivamente. Por outro lado, o Uruguai, com um rebanho de aproximadamente 11,10 milhões de bovinos, ocupa a décima primeira colocação nesse *ranking* (ver Quadro 1).

Nesse mesmo período, a produção anual de carne bovina no Brasil e na Argentina foi de 9,12 e 2,60 milhões de toneladas, respectivamente, o que coloca esses países na segunda e quarta posições no *ranking* mundial, respectivamente, em produção de carne bovina. Enquanto isso, no Uruguai, a produção foi em torno de 0,50 milhão de toneladas de carne bovina.

Por outro lado, as exportações de carne bovina brasileira, argentina e uruguaia foram de 1,56 milhões, 298 mil, e 347 mil toneladas em 2010, representando, respectivamente, 20,50%, 3,92% e 4,56% das exportações mundiais da *commodity*, ou seja, 28,98% do mercado global de carne bovina (ABIEC, 2011; USDA, 2011). Porém, a demanda interna pela

carne bovina, no Brasil e na Argentina, foi de 7,56 e 2,30 milhões de toneladas no ano de 2010, o que esses países na segunda e quinta posição mundial em consumo desse produto, respectivamente (ver Quadro 1).

A relevância do mercado brasileiro, argentino e uruguaio de carne bovina fica evidente no conjunto de números relacionados à produção, exportação, demanda interna e ao consumo por habitante, conforme apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 – Números do mercado da carne bovina brasileira, argentina e uruguaia (Ano - 2010)

País	Número de	Produção de	Exportação de	Consumo	Consumo por
Participação	bovinos	carne bovina	carne bovina	interno de carne	habitante ano
Ranking	(m.cab.)	(m.ton.)	(m.ton.)	bovina (m.ton.)	(Quilogramas)
Brasil	185,16	9,12	1,56	7,60	37,80
Participação (%)	18,40	15,91	20,50	13,44	(n.a)
[Ranking]	[1 ^a]	[2 ^a]	[1 ^a]	[2 ^a]	[4 ^a]
Argentina	49,05	2,60	0,30	2,30	55,80
Participação (%)	4,87	4,54	3,92	4,07	(n.a)
[Ranking]	[4 ^a]	[4 ^a]	[8 ^a]	[5 ^a]	[2 ^a]
Uruguai	11,10	0,50	0,35	0,20	62,10
Participação (%)	1,10	0,87	4,56	0,35	(n.a)
[Ranking]	[11 ^a]	[13 ^a]	[6 ^a]	[18 ^a]	[1 ^a]
Total	1006,56	57,32	7,61	56,54	8,55
(Mundo)	100%	100%	100%	100%	100%

Nota: (m.ton.) milhões de toneladas, (m.cab.) milhões de cabeças e, (n.a) não se aplica.

Fonte: IBGE (2011), INAC (2011) e USDA (2011).

Elaborado pelo autor.

Destaca-se ainda, no quadro 1, a demanda de carne bovina por habitante, em que o Uruguai e a Argentina figuram como os maiores consumidores *per capita* do mundo, com consumo de 62,10 e 55,80 quilogramas/habitante-ano, respectivamente. O Brasil, com 37,80 quilogramas/habitante-ano, é o quarto maior consumidor *per capita*, estando posicionado logo atrás dos EUA, onde o consumo é de 38,8 quilogramas/habitante-ano (INAC, 2011; USDA, 2011).

Nesse contexto, o mercado da carne bovina brasileira, argentina e uruguaia apresenta algumas características em comum, dentre essas, salienta-se a atuação das indústrias frigoríficas. Próximo a 15% da capacidade instalada para o abate de bovinos de corte, na Argentina e no Uruguai, está sob responsabilidade de multinacionais brasileiras. Essa

participação se amplia, principalmente, ao longo da década de 2000, com maior incidência a partir do ano de 2005 (MELO, 2010; INAC, 2011; MAGYP, 2011).

Outro elemento importante relacionado ao mercado da carne bovina na América do Sul refere-se aos parceiros comerciais de Brasil e Argentina. Dos 87 países que comercializaram carne bovina com frigoríficos instalados na Argentina, 72 também adquiriram o produto de frigoríficos atuantes no Brasil, o que representa 83% de destino comum para exportação da *commodity*. Porém, ressalta-se que inúmeras intervenções do governo federal argentino na cadeia produtiva limitaram a abrangência mercadológica. Essas restrições compreendem o aumento de taxas de exportação, limitação do peso para o abate de bovinos, limitação das cotas de exportação pela cota *hilton* por 180 dias e, em curto espaço de tempo, até mesmo, proibição das exportações (MELO, 2010; MAGYP, 2011).

Fato é que, mesmo com a produção, exportação e consumo interno de carne bovina, demonstrando uma importância significativa para a Argentina e o Uruguai, os desafios dos agentes dessa cadeia produtiva quanto à proteção contra o risco de volatilidade dos preços a vista são explícitos, principalmente, por não haver nesses países disponibilidade de derivativos relacionados ao mercado da carne bovina negociados no mercado futuro local com a finalidade de proteção.

2.2 Abordagem teórica sobre a precificação e efetividade em mercados futuros

2.2.1 Teoria clássica e da especulação sobre a base

A teoria clássica ou da hipótese da expectativa racional consiste na teoria mais simples de precificação em futuros. Isso porque essa pressupõe que o preço futuro equivale ao valor esperado do preço a vista no futuro, o que anularia o lucro esperado de qualquer posição no mercado futuro. Essa teoria pressupõe ainda a neutralidade do risco e um ambiente sem incertezas, ou seja, aquele em que o preço de produto é equivalente ao seu preço a vista no futuro (BODIE, KANE; MARCUS, 2010; GEORGIU, 2011).

A literatura trata a estratégia adotada pela teoria clássica de precificação em futuros como uma cobertura completa, pois a posição a ser tomada em contratos futuros deve ser idêntica àquela encontrada no mercado a vista, ou seja, sempre igual a um. Assim sendo, a

hipótese de expectativa racional ignora o prêmio ao risco incorporado ao preço futuro quando não se tem a certeza do preço a vista no futuro (BODIE; KANE; MARCUS, 2010).

Basicamente, a teoria clássica determina que o resultado do *hedging* seja nulo, já que o déficit no mercado a vista seria anulado pelo superavit no mercado futuro e vice-versa. Assim, um agente que compra determinada *commodity* no mercado a vista e assume a mesma posição vendida no mercado futuro tem o retorno da sua carteira de *hedging* conseguido pela diferença da posição entre esses mercados.

De acordo com a teoria clássica de precificação, o risco do *hedging* é totalmente eliminado somente em situações em que os preços a vista e futuros forem perfeita e positivamente correlacionados, condições essas que, segundo Gomes (1987) e Bodie, Kane e Marcus (2010), são raríssimas, por mais equilibrado que seja o mercado.

Desse modo, a diferença nula entre os preços a vista e futuros na data do vencimento dos contratos futuros impossibilita a especulação sobre a base, conforme especificado na equação 1 (ALEXANDER; BARBOSA, 2005; HULL, 2005).

$$\boxed{b_t = S_t - F_t = 0} \quad (1)$$

Onde,

b_t , é o valor da base no tempo t ; e

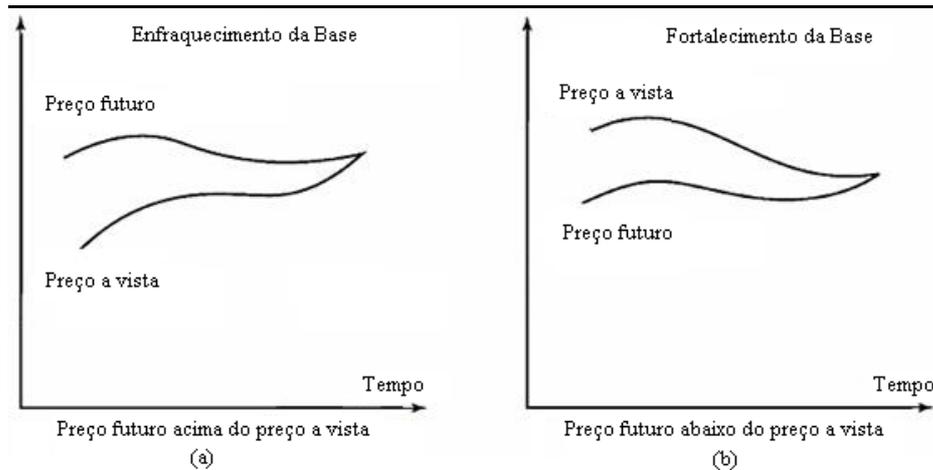
S_t , é o preço a vista da *commodity* no tempo t ; e

F_t , é o preço futuro da *commodity* no tempo t .

Portanto, a hipótese da expectativa dos preços futuros é rejeitada caso os preços a vista e futuros não sejam positiva e perfeitamente correlacionados, dada que a diferença entre esses levaria à variação da base, ou seja, evidenciaria a presença de prêmio ao risco, o que, por consequência, permite o ganho ou a perda de uma das partes envolvidas no *hedging* no mercado futuro (HULL, 2005).

É sob essa perspectiva que se origina a teoria da especulação sobre a base, cujo precursor Working (1962) afirma que o *hedging* em mercados futuros envolve a troca do risco de preço pelo risco de base (ou desvio-padrão da base), ou seja, a atuação de um agente no mercado futuro relaciona-se com as perspectivas de $\Delta b_t < 0$ e $\Delta b_t > 0$, conhecidas respectivamente como enfraquecimento da base e fortalecimento da base (ver Figura 1).

Figura 1 – Relação entre os preços a vista e futuros até o vencimento dos contratos



Fonte: Hull (2005).

Diferentemente da hipótese da expectativa da teoria clássica, a abordagem de Working (1953b, 1962) mira a maximização do lucro por meio da especulação sobre a base e aponta que a tomada de decisão sobre o posicionamento no mercado futuro deve avaliar as perspectivas sobre o comportamento da mesma. A limitação que envolve essa abordagem é a não especificação matemática de uma posição ótima no mercado futuro.

Por outro lado, ao considerar que a função dos mercados futuros é essencialmente a redução dos riscos de preços, e que o *hedging* com contratos futuros são responsáveis por essa condição, a teoria de carteiras de Markowitz (1952) se destacou por incorporar a relação retorno e risco, bem como as expectativas dos agentes.

Nesse contexto, ressalta-se ainda que a teoria de carteiras de Markowitz (1952) é o alicerce para o desenvolvimento teórico e aperfeiçoamento de diversos modelos relevantes para a administração do risco, dos quais se destaca o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) ou, traduzindo para o português, Modelo de Precificação de Ativos de Capital (SHARPE, 1964; LINTNER, 1965).

2.2.2 Maximização da utilidade esperada pela minimização do risco

Os primeiros estudos a integrarem os pressupostos da teoria de carteiras de Markowitz (1952) à hipótese de maximização do lucro de Working (1953a), visando à administração do risco de preços com a incorporação de contratos futuros para constituição de uma carteira

diversificada, foram os de Johnson (1960) e Stein (1961). No entanto, Stein (1961) é precursor da hipótese de que a combinação ótima entre as posições no mercado futuro e mercado a vista tem por finalidade maximizar a utilidade esperada dos agentes que visam a minimizar o risco de preços.

Stein (1961) define que o posicionamento no mercado futuro deve se basear na diversificação sugerida pela teoria de carteiras e na respectiva decisão sobre a utilidade esperada pelo investidor. Assim, a proporção de contratos futuros em relação à posição do agente no mercado a vista dependeria da perspectiva de utilidade em termos de retorno e risco.

Nesse contexto, Ederington (1979), alicerçado na teoria de carteiras de Markowitz (1952) e na abordagem de Stein (1961), incorpora a tendência infinita de aversão ao risco aos agentes que visam à minimização da variância da carteira composta por dois ativos, nesse caso, ativos no mercado a vista e contratos no mercado futuro. O resultado de seu estudo é um modelo baseado na valoração da proporção ótima no mercado futuro que minimiza o risco de preços do mercado a vista, estimativa denominada razão de *hedge* de variância mínima, que, posteriormente, conhece-se por razão de *hedge* ótima.

A modelagem da razão de *hedge* de variância mínima tem como marco a equação 2 do retorno da carteira.

$$\boxed{r_h = R_{S_t} - hR_{F_t}} \quad (2)$$

Onde,

r_h é o retorno da carteira;

R_{S_t} e R_{F_t} são os retornos dos preços a vista e futuros no tempo t ; e

h é a proporção ótima de contratos futuros.

Nesse caso, os retornos a vista e futuros são obtidos pelas equações 3 e 4, respectivamente.

$$\boxed{R_{S_t} = \Delta S_t = S_t - S_{t-1}} \quad (3)$$

$$\boxed{R_{F_t} = \Delta F_t = F_t - F_{t-1}} \quad (4)$$

Onde,

Δ é o operador de diferença entre os preços;

S_t e S_{t-1} são os preços a vista no tempo t e $t-1$; e

F_t e F_{t-1} são os preços futuros no tempo t e $t-1$.

Assim, o retorno esperado da carteira é conseguido pela equação 5.

$$\boxed{E(R_h) = w_S R_S - w_F R_F} \quad (5)$$

Onde,

$E(R_h)$ é o valor esperado do retorno da carteira protegida; e

w_S e w_F referem-se às posições no mercado a vista e no mercado futuro, respectivamente.

Assim, a variância da carteira é calculada conforme a equação 6.

$$\boxed{\sigma_h^2 = w_S^2 \sigma_S^2 + w_F^2 \sigma_F^2 - 2 \times w_S \times w_F \times \sigma_{SF}} \quad (6)$$

σ_h^2 é a variância da carteira protegida pelo *hedging*;

σ_{SF} é a covariância entre os retornos dos preços a vista e futuros; e

σ_S^2 e σ_F^2 representam a variância dos retornos dos preços a vista e futuros.

Desse modo, o agente que atua em mercados futuros tem a razão de *hedge* de variância mínima como uma estimativa que visa à mitigação do risco de preços no mercado a vista, ou seja, a função de utilidade esperada média-variância é, no caso específico do *hedging*, a redução do risco (BROOKS; HENRY; PERSAND, 2002).

Assim, ao pressupor a função utilidade como estimativa de decisão entre retorno e risco do agente que atua no mercado futuro, o retorno esperado é conseguido pela equação 7.

$$\boxed{E(U_{r_h}) = E(r_h) - \Psi \sigma_h^2} \quad (7)$$

Onde,

$E(U_{r_h})$ é a utilidade esperada pelo agente que atua no mercado futuro buscando proteção contra o risco, ou seja, o *hedger*;

$E(r_h)$ é o retorno ótimo esperado da carteira protegida;

σ_h^2 é a variância ótima dos retornos da carteira; e

Ψ é a estimativa de aversão ao risco do *hedger*.

Quanto maior Ψ , mais avesso ao risco é o agente, e no caso do *hedger* que atua no mercado futuro pressupõe-se $\Psi > 0$. Assim sendo, a proporção de contratos futuros que maximiza a utilidade esperada do *hedger*, $h = \max E(U_{r_h})$ segue o sistema de equações 8 (BROOKS; HENRY; PERSAND, 2002).

$$\boxed{\begin{aligned} \max_h E(U_{r_h}) &= \max_h \{E(S - hF) - \Psi \sigma_h^2(S - hF)\} \\ &= \max_h \{E(S) - E(hF) - \Psi(\sigma_S^2 + h^2 \sigma_F^2 - 2h\sigma_{SF})\} \end{aligned}} \quad (8)$$

Onde $\sigma_S^2 + h^2\sigma_F^2 - 2h\sigma_{SF}$ representa a variância mínima da carteira protegida.

Em seguida, justapõe-se a condição de primeira ordem em relação à maximização da utilidade esperada, como segue.

$$h = \frac{E(F) + 2\Psi\sigma_{SF}}{2\Psi\sigma_F^2} \quad (9)$$

Sob a pressuposição da intensidade do *hedger* quanto à aversão ao risco, ou seja, $\Psi \rightarrow \infty$, e a propriedade $E(F_t) = F_{t-1}$, pode-se estimar a razão de *hedge*, h , que minimiza a variância da carteira protegida pela equação 10 (BROOKS; DAVIES; KIN, 2004).

$$h = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} \quad (10)$$

Onde,

h é razão de *hedge* ótima;

σ_{SF} é a covariância entre preços a vista e futuros; e

σ_F^2 é a variância dos preços futuros.

Assim, segundo Brooks, Henry e Persaud (2002), caso a matriz de covariância condicional não varie no tempo, a razão de *hedge* ótima é a inclinação que melhor se ajusta à regressão e pode ser obtida conforme exposto na equação 11.

$$\Delta S = \alpha + h\Delta F + u_t \quad (11)$$

Onde,

α é a constante da regressão;

ΔS_t representa a variação no preço a vista;

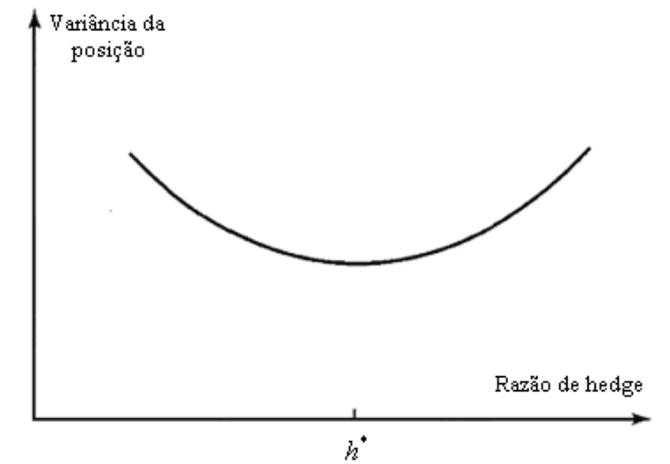
ΔF_t representa a variação no preço futuro;

h é a razão de *hedge* de ótima; e

u_t o termo do erro da estimação pelos mínimos quadrados ordinários.

Nesse caso, o uso da razão de *hedge* de mínima variância implica a maximização da utilidade esperada do *hedger* que busca minimizar a variância dos preços no mercado a vista. A dependência da variância da posição do *hedger* em relação à razão de *hedge* ótima é ilustrada na figura 2.

Figura 2 – Variância da posição do *hedger* em relação à razão de *hedge*



Fonte: Hull (2005)

Segundo Hull (2005), se o *hedger* se posicionar como comprado no mercado a vista e vendido no mercado futuro, as alterações nos valores durante a validade do *hedging* serão iguais às variâncias da posição a vista subtraída do produto da razão de *hedge* ótima da variância da posição futura.

Por outro lado, em um *hedging* de compra, o resultado é obtido pelo produto da razão de *hedge* ótima da variância da posição futura subtraída da variância da posição a vista. Assim sendo, a Figura 3 ilustra a inclinação que melhor se ajusta à regressão das variações entre os preços a vista e futuros.

A estimativa de desempenho em termos de maximização da utilidade esperada pela aplicação da razão de *hedge* ótima, mais conhecida por efetividade do *hedging*, é definida, conforme Ederington e Salas (2008), pela proporção da variância que é minimizada pela posição em futuros, como mostrado na equação 12.

$$e_{h^*} = \frac{\sigma_u^2 - \sigma_h^2}{\sigma_u^2} \quad (12)$$

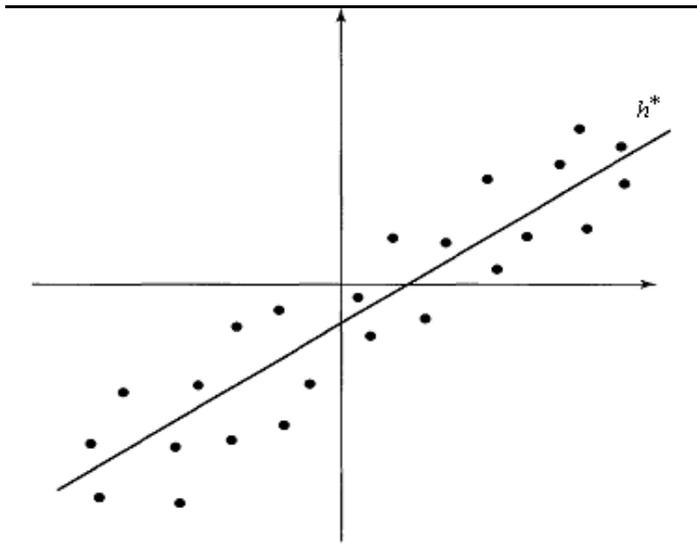
Onde,

e_{h^*} é a efetividade do *hedging*;

σ_h^2 refere-se à variância mínima de uma carteira protegida; e

σ_u^2 constitui-se como a variância da carteira não protegida.

Figura 3 – Regressão da variação entre os preços a vista e futuros



Fonte: Hull (2005)

A estimativa de efetividade de *hedging* é aceita, desde o teste empírico de Ederington (1979), como uma importante medida de desempenho em mitigação do risco de carteiras formadas por combinações entre o mercado futuro e o mercado a vista.

2.2.3 Utilidade esperada pela minimização da volatilidade da riqueza

A mitigação do risco pela maximização da utilidade esperada em termos de redução do risco dos preços pode também ser analisada sob o contexto da minimização da volatilidade da riqueza do *hedger*. Diferentemente da primeira proposição, a qual supõe a atuação em mercado em que as informações estão disponíveis e, portanto, os *hedgers* agem racionalmente, a abordagem da minimização da volatilidade da riqueza não pressupõe a racionalidade dos *hedgers*, sugerindo que decisões irracionais sejam tomadas conforme aparecimento de ruídos, assimetria ou ausência de informações, entre outros fatores (GOMES, 1987; MÜLLER, 2007)

Na concepção de Myers e Thompson (1989) e Moschini e Myers (2002), a teoria minimizadora da volatilidade estabelece que uma razão de *hedge* ótima que se baseia no risco proveniente de *hedging* depende da correlação entre os mercados a vista e futuros e, portanto, digladia com a hipótese de expectativas da teoria clássica de precificação em futuros no que

diz respeito ao posicionamento no mercado futuro, ao afirmar que a razão de *hedge* igual a um é excessivamente alta para a maioria das operações de *hedging*.

Assim sendo, ao apreciar o risco de base envolvido no *hedging* em mercados futuros na estimativa da posição ideal em contratos futuros, a teoria minimizadora da volatilidade da riqueza estabelece que o cálculo da razão de *hedge* ótima segue os padrões determinados pela teoria da maximização da utilidade esperada, que corresponde à inclinação que melhor se ajusta à regressão entre os preços a vista e futuros (GOMES, 1987; MYERS; THOMPSON, 1989).

O pressuposto da teoria minimizadora de que o risco de *hedging* só pode ser eliminado caso a liquidação seja realizada no final do contrato corrobora o avanço dos modelos de estimação da razão de *hedge* ótima sobre a distribuição contínua dos preços a vista e futuros como sendo voláteis no tempo (BAILLIE; MYERS, 1991; BROOKS; HENRY; PERSAND, 2002).

Sob esse argumento, a teoria minimizadora da volatilidade da riqueza não pressupõe que os *hedgers* sejam racionais, nem que haja disponibilidade total das informações para tomada de decisão. Assim sendo, sobre a variabilidade da posição em futuros que melhor se ajusta à minimização do risco, Bailie e Myers (1991), Kroner e Sultan (1993) e Engle e Kroner (1995) destacam que, caso os retornos dos preços a vista e futuros no tempo t e $t-1$, representados por $\Delta_{S_t} = S_t - S_{t-1}$ e $\Delta_{F_t} = F_t - F_{t-1}$, e a posição tomada no mercado futuro (h) no tempo t se constituírem em um retorno da carteira protegida, r_h se comportará da seguinte maneira:

$$\boxed{r_h = \Delta_{S_t} - h_{t-1}\Delta_{F_t}; \quad (h_{t-1} < h_t)} \quad (13)$$

A razão de *hedge* ótima que minimiza a variação da riqueza do *hedger* para cada período é dada pela função utilidade esperada conforme a equação 14 (KRONER; SULTAN, 1993; CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003).

$$\boxed{E(U_{r_{t+1}}) = E_t(r_{t+1}) - \Psi \sigma_t^2(r_{t+1})} \quad (14)$$

Onde,

$E(U_{r_{t+1}})$ é a utilidade esperada pelo agente que atua no mercado futuro, buscando proteção contra o risco, ou seja, o “*hedger*”;

$E_t(r_{t+1})$ é o retorno ótimo esperado da carteira protegida;

$\sigma_t^2(r_{t+1})$ é a variância ótima dos retornos da carteira;

Ψ é a estimativa de aversão ao risco do *hedger*; e

t refere-se ao tempo em que a informação é incorporada.

Nesse caso, a razão de *hedge* ótima que minimiza a volatilidade da riqueza é estimada pela função utilidade esperada conforme a equação 15.

$$\max_{h_t} E_t(U_{r_{t+1}}) = \max_{h_t} \{E_t(r_{t+1}) - \Psi \sigma_t^2(r_{t+1})\} \quad (15)$$

Assim, a razão de *hedge* ótima h_t , no tempo t , é definida por:

$$h_t = \left[E_t(F_{t+1}) + 2\Psi \sigma_{t(S_{t+1}, F_{t+1})} \right] / 2\Psi \sigma_{t(F_{t+1})}^2 \quad (16)$$

Portanto, a teoria da minimização da volatilidade é embasada na expectativa das razões de *hedge* voláteis no tempo, as quais se baseiam nas variâncias e covariâncias condicionais, dado que novas informações são incorporadas durante o período do *hedging*. Desse modo, se a intensidade e a aversão ao risco do *hedger* seguem $\Psi \rightarrow \infty$ e a propriedade $E(F_{t+1}) = F_t$, pode-se estimar a razão de *hedge* ótima, h , que minimiza a variância da carteira protegida, pela equação 17.

$$h = \frac{\sigma_{t(S_{t+1}, F_{t+1})}}{\sigma_{t(F_{t+1})}^2} \quad (17)$$

Onde,

$\sigma_{t(S_{t+1}, F_{t+1})}$ é a matriz de covariância entre os preços a vista e futuros;

$\sigma_{t(F_{t+1})}^2$ é a variância dos preços futuros; e

h é a razão de *hedge* ótima.

Nesse caso, conforme Müller (2007) e Ederington e Salas (2008), a estimativa de razão de *hedge* ótima é tida como dinâmica por não pressupor a racionalidade do *hedger* e a disponibilidade absoluta das informações, sugerindo que novas informações possam ser incorporadas ao longo do tempo, o que, hipoteticamente, tornaria essa estratégia ideal para operações em mercados futuros com objetivo de mitigação do risco de preços. Assim sendo, o resultado que minimiza a volatilidade da riqueza é similar ao obtido pela maximização da utilidade esperada em termos de minimização do risco.

De acordo com Ederington e Salas (2008), a estimativa de efetividade do *hedging* pela aplicação da razão ótima definida com base na minimização da volatilidade da riqueza é a mesma aplicada pela maximização da utilidade esperada em mitigação do risco, ou seja, essa pode ser obtida pela aplicação da equação 12.

Após a discussão a respeito das principais teorias relacionadas à precificação em mercados futuros, a fundamentação teórica segue com a abordagem sobre a eficiência dos mercados futuros, que é tratada no âmbito do relacionamento entre o mercado futuro e o mercado a vista e na eficiência da predição ou “descoberta” de preços no curto prazo, o que, em teoria, permite ao *hedger* a “trava” adequada do preço com a negociação de contratos futuros.

2.3 Eficiência no mercado futuro

Um mercado eficiente é aquele em que as informações disponíveis encontram-se totalmente refletidas nos preços, e quaisquer mudanças que venham a ocorrer somente são possíveis pela incorporação de novas informações. Dessa forma, as oportunidades de geração de lucros por meio do conteúdo informacional inserido nos preços são limitadas. Essa é a denominada hipótese do mercado eficiente (HME), originalmente, em inglês, *Efficient Market Hypothesis* (FAMA, 1970).

Historicamente, a HME se divide em três categorias, sendo essas relacionadas a tipos distintos de informações. O teste da forma fraca da HME verifica se todas as informações incorporadas aos preços anteriores encontram-se refletidas no preço a vista. O teste da forma semiforte da HME avalia se o conjunto das informações publicamente disponíveis encontra-se refletido nos preços a vista. Já o teste da forma forte da HME apura se todas as informações, publicamente disponíveis, ou não, encontram-se integralmente refletidas nos preços a vista, e se qualquer investidor conseguiria obter lucros superiores (FAMA, 1970; 1991; BODIE; KANE; MARCUS, 2010).

Baseando-se na concepção de Fama (1970) de que a HME é aquela em que os preços dos ativos refletem completamente as informações disponíveis, a eficiência dos preços futuros vem sendo testada por meio da equação 18.

$$\boxed{S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + u_{t+1}} \quad (18)$$

Onde,

S_{t+1} é o preço a vista no período $t+1$;

F_t é o preço futuro no período t ;

u_{t+1} é o termo de erro independente e identicamente distribuído; e

Os coeficientes α e β são constantes de um mercado eficiente com valores $\alpha = 0$ e $\beta = 1$; e, portanto, $E_t(S_{t+1} - F_t) = 0$. Nesse contexto, para não rejeitar a HME, o preço no mercado a vista deve refletir o conjunto de informações disponíveis.

Sobre o teste da HME, segundo Fama (1970, 1991), é importante atentar para os seguintes pressupostos: o ambiente de concorrência perfeita, a concordância em termos das expectativas dos investidores sobre as informações, e a não consideração dos custos de transação e de informação. Isso porque, dadas as imperfeições do mercado e a admissão de informações custosas e assimétricas, a HME seria rejeitada, uma vez que o resultado seria $\beta \neq 1$ (ZULAUF; IRWIN, 1998).

No entanto, a capacidade dos agentes econômicos em processar as informações e a velocidade de análise dos mesmos também são elementos que podem gerar viés nos preços e, nesse caso, $E_t(S_{t+1} - F_t) \neq 0$. Ao considerar essa possibilidade, a HME de Fama (1970) permitiria a existência de um prêmio pelo risco (ZULAUF; IRWIN, 1998).

Nesse sentido, existiriam duas versões para a HME: a primeira, com $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, e a segunda, com $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$, sendo os coeficientes constantes ou não no tempo. Apesar de o prêmio ao risco ser controverso para a HME, a existência desse é uma questão empírica, e não conceitual. Logo, na segunda versão da HME, o prêmio ao risco não invalida o teste (ZULAUF; IRWIN, 1998; MORAES; LIMA; MELO, 2009). A versão da HME, que resulta em $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$, foi também evidenciada na investigação de Danthine (1978), a qual concluiu que a presença do prêmio ao risco não interfere no teste.

Resultados distintos da HME estão presentes em várias investigações que têm como objeto os mercados futuros agrícolas, o que fomenta críticas ao seu respeito. Estudos como os de Beck (1994), Pizzi e Just (1998) e Abitante (2008) e Silva Neto, Fraga e Marques (2010) não rejeitaram a HME para diferentes *commodities* agrícolas; enquanto outros, como os de Lai e Lai (1991) e Bessler e Covey (1991) rejeitaram a HME para os mercados futuros investigados.

Nesse contexto, Kellard *et al.* (1999) e McKenzie e Holt (2002) afirmam que os diferentes resultados obtidos nos testes da HME em mercados futuros de *commodities* agrícolas se devem a fatores como: padrões dos contratos, características dos produtos, sazonalidade, espaçamento das observações de contratos, período de análise, fatores institucionais, intervenções governamentais, procedimentos estatísticos e técnicas

econométricas de análise, entre outros. Logo, recomenda-se que as conclusões sobre a HME devem ser cautelosas ao ponto de considerar as especificidades do mercado agrícola e dos métodos aplicados à investigação.

A respeito dos métodos aplicados aos testes da HME, destaca-se a técnica de cointegração desenvolvida por Engle e Granger (1987), a qual foi amplamente usada para analisar a combinação linear entre séries financeiras não estacionárias, bem como para analisar o relacionamento entre essas no longo prazo. Porém, a limitação em analisar a cointegração de mais de duas séries restringiu sua aplicação ao longo da pesquisa sobre a HME.

Diante dessa problemática, o desenvolvimento de uma técnica de cointegração que permitisse testar a HME em situações em que a análise envolve mais de duas variáveis tem Johansen (1988) como um dos precursores. A técnica de cointegração proposta por Johansen parte da derivação do teste pelo método de máxima-verossimilhança e segue com a estimação dos parâmetros da relação de equilíbrio entre as séries não estacionárias.

O teste de cointegração de Johansen (1988) pelo vetor autorregressivo permite ainda a verificação das iterações entre preços a vista e futuros. Desde sua concepção, esse teste foi aplicado em diversos estudos sobre HME em mercados futuros agrícolas no Brasil, dentre os quais, destacam-se os de Abitante (2008) e Moraes, Lima e Melo (2009), para o mercado do boi gordo; e os de Alves, Duarte e Lima (2008), para o mercado do álcool.

Quanto à literatura sobre eficiência em mercados futuros de *commodities* agrícolas no Brasil, podem-se perceber algumas características comuns nos estudos, dentre as quais, destacam-se os métodos e técnicas de análise, a abrangência territorial, e a paridade entre as características da *commodity* nos mercados a vista e futuro. Esse é o caso das pesquisas de Abitante (2008), Alves, Duarte e Lima (2008), Moraes, Lima e Melo (2009), e Silva Neto, Fraga e Marques (2010). O mesmo se aplica a importantes estudos sobre eficiência de mercados futuros de *commodities* agrícolas de outros países, como os de Bessler e Covey (1991), Beck (1994), Pizzi e Just (1998) e Kellard *et al.* (1999).

Nesse contexto, a presente pesquisa apresenta algumas características que a diferenciam das anteriores. Dentre elas, destacam-se: a análise da relação de longo prazo entre preços de *commodities* no mercado a vista com características diferentes aos padrões dos contratos negociados no mercado futuro; e a verificação da eficiência na predição de preços de *commodities* de países diferentes no curto prazo, o que admitiria a possibilidade de trava de cotação-preço de uma *commodity* no mercado futuro de um país que não o de origem. É sob

esse ponto de vista que o próximo item aborda a concepção teórica sobre o *cross hedging* no mercado futuro e suas particularidades.

2.4 *Cross hedging*: concepção e revisão de literatura

Anderson e Danthine (1981) foram pioneiros da descrição teórica alternativa do *hedging* em mercados futuros afirmando que o *cross hedging* pode ser uma estratégia adequada quando não existe um contrato futuro com as mesmas características do ativo no mercado a vista.

Ao ponderar que os contratos futuros, raramente, são perfeitos substitutos do mercado a vista, justifica-se a aquisição de um ou mais contratos que contribuam para a redução do risco, conforme celebra a abordagem da teoria de carteiras. Nesse sentido, a razão de *cross hedge* ótima, que se refere à proporção ideal no mercado futuro que mitiga o risco de preços do mercado a vista, pode ser estimada exatamente da mesma maneira como em um *hedging* padrão (ANDERSON; DANTHINE, 1981).

Assim, enquanto o risco de base gerado pelo *hedging* padrão é, geralmente, consequência apenas dos custos de carregamento, o *cross hedging* agrega outros valores. Isso se deve, principalmente, à diferença entre os preços gerada pela disparidade entre as características do produto negociado no mercado a vista e o padrão dos contratos futuros da *commodity* (ANDERSON; DANTHINE, 1981; BROOKS; DAVIES; KIN, 2007).

Assim sendo, a não existência de contratos futuros compatíveis com o padrão do ativo no mercado físico não só foi um dos principais fatores motivadores da concepção do *cross hedging*, como também implicou a realização de vários testes empíricos sobre seu desempenho. Um dos primeiros estudos que avaliaram a utilidade em mitigação do risco de preços pelo *cross hedging* foi o de Howard e D'antonio (1984). Nesse estudo, os autores destacam que, em alguns casos, o *cross hedging* pode ser tão efetivo quanto, se não melhor do que, o *hedging* padrão ou tradicional.

Nessa mesma linha de pesquisa, Hayenga, Jiang e Lence (1996) analisaram as possíveis causas para o baixo desempenho do *hedging* para os participantes da indústria de processamento e comercialização de carne nos EUA. A análise empírica realizada por Hayenga, Jiang e Lence (1996) sugeriu que as indústrias frigoríficas e os comerciantes de

carne suína e bovina dos Estados Unidos deviam considerar, seriamente, o uso do *cross hedging* para aperfeiçoar o desempenho inferior do *hedging* padrão utilizado até o momento.

Outros estudos com *commodities* agrícolas também comparam a efetividade do *cross hedging* por operações em diferentes mercados futuros. Esse é o caso da pesquisa de Brorsen, Buck e Koontz (1998), que verificaram quando os *hedgers* devem usar a *Chicago Board of Trade* (CBOT) ou *Kansas City Board Of Trade* (KCBT) para gerenciar os riscos de preço do trigo. Os resultados desse estudo indicaram que as diferenças de custos e liquidez entre a KCBT e CBOT são pequenas, o que permitiria aos *hedgers* um desempenho superior em operações realizadas na KCBT.

Sob a perspectiva de redução do risco de preços, Rahman, Turner e Costa (2001) analisaram a viabilidade do *cross hedging* do farelo de algodão com futuros de farelo de soja, a partir da aplicação do modelo de variância mínima. Ao recorrer às estimativas de razão de *cross hedge* ótima, os preços líquidos realizados foram calculados para sete diferentes mercados a vista. As análises empíricas sugeriram que os contratos futuros de farelo de soja poderiam ser usados como estratégia de *cross hedging* potencial para minimização do risco de preços do farelo de algodão no mercado a vista.

Testes empíricos com ativos não agrícolas também contribuíram para a pesquisa sobre gerenciamento de risco por estratégias de *cross hedging*. Dentre essas pesquisas, destacam-se o estudo de Glen e Jorion (1993), que concluíram que a adição de contratos futuros de moeda estrangeira para uma posição predeterminada em ações e títulos internacionais melhora o desempenho da carteira; o de Broll (1997), que sugeriu que um duplo *cross hedging* pode reduzir completamente a estrutura a dois níveis de incertezas da taxa de câmbio; e o de Gagnon, Lypny e Mccurdy (1998), que corroboraram a proposição de Broll (1997) ao demonstrar que os efeitos de um *cross hedging* multimoeda são mais efetivos na cobertura do risco.

A proteção contra o risco de preço de ações também é foco da recente pesquisa relacionada ao desempenho do *cross hedging*. Esse é o caso do estudo de Alexander e Barbosa (2005), que investigaram quais as estratégias de *cross hedging* ideais, no curto prazo, baseadas nos métodos dos mínimos quadrados ordinários e modelos heterocedásticos, para fundos de índices negociados em bolsa (do original em inglês, *exchange traded funds*, sigla ETF) com a utilização de contratos de índices de ações. Os resultados apontaram para uma redução significativa do risco, apesar da baixa volatilidade da base para as ações que constituem os ETFs.

Nessa perspectiva, Brooks, Davies e Kin (2007) também avaliaram a efetividade do *cross hedging* de ações individuais pela negociação de contratos futuros de índices de ações e verificaram uma alta efetividade em termos de redução de risco.

Em outra vertente, Hsu, Tseng e Wang (2008) debatem sobre o uso de diferentes métodos para estimação da razão ótima de *cross hedging* e sua respectiva efetividade em termos de cobertura do risco. Os resultados sugerem que abordagem tradicional do modelo de variância mínima utilizada em vários estudos anteriores é inadequada para a cobertura do risco com contratos futuros.

Assim sendo, Hsu, Tseng e Wang (2008) propõem uma classe de modelos para estimar a razão ótima e comparar o respectivo desempenho em maximização da utilidade com a de outros modelos de estimação da razão de *cross hedge*, incluindo os modelos de regressão baseados nos mínimos quadrados ordinários e modelos heterocedásticos. Os resultados empíricos mostraram que, tanto para os testes dentro da amostra, quanto para aqueles fora da amostra, os métodos de estimação baseados nos modelos heterocedásticos são mais efetivos na redução do risco.

No Brasil, os estudos sobre *cross hedging* concentram-se no mercado da soja e seus derivados e empregam modelos de regressão baseados nos mínimos quadrados ordinários para estimação da razão ótima.

Silva, Aguiar e Lima (2003) analisam a viabilidade dos contratos futuros de soja em grão da BM&F e dos contratos futuros da CBOT para o gerenciamento de risco dos *traders* de grãos, farelo e óleo de soja. Foram utilizadas cotações diárias de preços, entre os meses de agosto de 1998 e setembro de 2000, nos testes empíricos.

No caso do *cross hedging* com o contrato futuro da soja da BM&F, foi registrada uma baixa efetividade em mitigação do risco. Para o farelo de soja, apesar da baixa efetividade, foram constatadas vantagens para o *hedging* padrão com o contrato de farelo da CBOT. O mesmo se aplicou ao óleo de soja, cujos resultados também foram favoráveis ao *cross hedging* na CBOT. No entanto, para a soja em grão, o contrato futuro com o mesmo padrão da *commodity* da BM&F proporcionou desempenho superior quando comparado com o contrato futuro da CBOT.

Martins e Aguiar (2004) também investigaram a efetividade do *cross hedging* para a soja de diversas regiões produtoras do Brasil, a partir de operações realizadas com contratos futuros na CBOT, por meio de cotações diárias entre 2000 e 2004. Os resultados apontaram que, no segundo semestre, a efetividade é superior para a maioria das regiões estudadas, com

60% de redução de risco, aproximadamente, enquanto, no primeiro semestre, essa redução fica em torno de 35%.

Nessa linha de investigação, Maia e Aguiar (2010) também avaliaram os retornos e os riscos de estratégias de *hedging* e *cross hedging* para as dez principais regiões produtoras de soja do Brasil em relação aos contratos futuros de soja da CBOT. Os resultados demonstraram um fortalecimento da base entre maio e novembro, seguido pelo enfraquecimento da base nos seis meses seguintes.

Nota-se que os estudos que analisaram a efetividade do *cross hedging* para *commodities* agrícolas brasileiras, como os de Silva, Aguiar e Lima (2003), Martins e Aguiar (2004), Maia e Aguiar (2010) e Silveira e Ferreira Filho (2003), apresentam algumas características comuns, dentre as quais, destacam-se: a verificação da cobertura do risco de preços de uma *commodity* agrícola produzida localmente (ou seja, no Brasil) pela negociação com um derivativo de mercados futuros de outros países; e a aplicação de modelos de estimação da razão de *cross hedge* que seguem o paradigma estático de determinação da posição ótima a ser adotada no mercado futuro, como é o caso dos modelos de variância mínima, com correção de erro e *full hedging*.

Nesse contexto, o presente estudo diferencia-se dos demais em dois aspectos principais: (1) tem como ponto de partida a verificação da efetividade do *cross hedging* com contratos futuros de uma *commodity* brasileira (boi gordo), na mitigação do risco de *commodities* com características similares produzidas em outros países (novilhos argentinos e uruguaios); e (2) o desempenho em mitigação do risco é avaliado, primeiramente, a partir da aplicação de modelos de estimação da razão de *cross hedge* que seguem o paradigma dinâmico de determinação da posição ótima a ser adotada no mercado futuro (ou seja, os modelos heterocedásticos).

3. HIPÓTESES DA PESQUISA

A formulação de hipóteses é uma ferramenta importante para o avanço do conhecimento, pois, mesmo sendo formuladas pelo pesquisador com base na teoria, essas permitem serem testadas e deliberadas como possivelmente corretas ou incorretas, independentemente, dos seus valores ou crenças. Assim sendo, o objetivo proposto pelo estudo científico permite a verificação da relação entre as variáveis pesquisadas (MARTINS, 2002).

A seguir, são apresentadas as hipóteses do estudo divididas de acordo com os objetivos propostos.

A hipótese a ser apresentada em primeiro lugar será a que trata da eficiência de mercado, que é referente ao objetivo complementar, e, na sequência, será tratada a hipótese de mitigação do risco, que se refere à verificação do objetivo principal. Isso, para que se tenha mais clareza no tratamento das hipóteses e ordenem-se adequadamente os métodos e resultados advindos do presente estudo.

3.1 A Hipótese de eficiência do mercado futuro

O relacionamento entre o mercado futuro e o mercado a vista no longo prazo e a eficiência dos preços futuros na predição dos preços a vista no curto prazo sugerem que o *hedger* pode utilizar o mercado futuro para “travar” um preço objetivo.

Dessa forma, a capacidade dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios em incorporar o conjunto de informações relacionadas aos preços futuros do boi gordo brasileiro permite apontar se o mercado futuro é ou não eficiente. Sob essa perspectiva, segue a primeira hipótese a ser testada na pesquisa.

<p>1ª Hipótese: o mercado futuro do boi gordo não é eficiente na predição dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.</p>
--

Nesse caso, as hipóteses nula e alternativa para eficiência do mercado futuro são as seguintes:

H_0 : $\alpha \neq 0$ e $\beta < 0,70$, o mercado futuro não é eficiente.

H_1 : $\alpha \neq 0$ e $\beta \geq 0,70$, o mercado futuro é eficiente.

O indicador de eficiência do mercado futuro parte de ($\beta = 0$) para totalmente ineficiente, e vai até ($\beta = 1$) para totalmente eficiente. Dessa forma, ($\beta = 1$) sugere que as variações do preço no mercado futuro seriam plenamente transmitidas ao preço da *commodity* no mercado físico.

O indicador mínimo considerado aceitável ($\beta = 0,70$), utilizado como parâmetro para verificar se o mercado futuro é eficiente para auxiliar o *hedger* na predição do preço e na trava de determinada cotação, tem como referência: os estudos de Kellard *et al.* (1999), para o contrato futuro do boi gordo da CBOT ($\beta \geq 0,53$); e de Abitante (2008), para o contrato futuro do boi gordo da BM&F ($\beta = 0,69$).

Porém, diferentemente dos estudos de Kellard *et al.* (1999) e Abitante (2008), que testam a hipótese de eficiência com contratos futuros com padrão idêntico ao da *commodity* protegida no mercado a vista, a presente pesquisa envolve um contrato futuro com características similares, porém não idênticas ao da *commodity* a ser protegida no mercado a vista.

Assim sendo, essa hipótese foi verificada a partir da aplicação da equação 19, a seguir.

$$\boxed{S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + u_{t+1}} \quad (19)$$

Onde,

S_{t+1} é o preço a vista no período $t + 1$;

F_t é o preço futuro no período t ;

u_{t+1} é o termo de erro independente e identicamente distribuído; e

α é uma constante (ou intercepto); e

β é a elasticidade do preço a vista em relação ao preço futuro, ou seja, a elasticidade de ajustamento. Maiores detalhes a respeito dos parâmetros α e β são expostos no item 4.1 desta tese, que trata dos métodos aplicados ao teste da hipótese de eficiência do mercado futuro.

3.2 A Hipótese de mitigação do risco

Ao considerar a finalidade do mercado futuro de mitigar riscos e que a tomada de decisão dos agentes econômicos é voltada a esse objetivo, a exposição às incertezas do mercado a vista e sua respectiva volatilidade ampliam a relevância da proteção no mercado futuro.

Nesse contexto, o presente estudo compreende que a utilidade da combinação simultânea entre mercados futuros e a vista é proveniente do efeito da relação de troca do risco de preço no mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios pelo risco de base resultante do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro. Dessa perspectiva, tem origem a hipótese de mitigação do risco proposta nesta pesquisa.

2ª Hipótese: A busca da mitigação do risco de preços não é efetiva quando utilizada a combinação simultânea entre o mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios e o mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa.

A estimativa de efetividade do *cross hedging* obtida pela equação 20 foi aplicada com objetivo de decidir pela rejeição ou não da hipótese de mitigação do risco.

$$e_{ch} = 1 - \frac{\text{var}(H^*)}{\text{var}(U)} \quad (20)$$

Onde,

e_{ch} é a efetividade do *cross hedging*;

$\text{var}(U) = \sigma_s^2$ é a variância da carteira não protegida;

$\text{var}(H^*) = \sigma_s^2 + h^2 \sigma_f^2 - 2h \sigma_{sf}^2$ é a variância mínima da carteira protegida;

σ_f^2 é a variância dos preços futuros;

σ_{sf}^2 é a covariância entre preços a vista e futuros; e

h é a razão de *cross hedge* ótima.

Assim, a hipótese nula e a hipótese alternativa são as seguintes:

$H_0 : e_{ch} < 0,80$, o *cross hedging* no mercado futuro não é efetivo e não mitiga o risco em um nível aceitável.

$H_1 : e_{ch} \geq 0,80$, o *cross hedging* no mercado futuro é efetivo e mitiga o risco de preços. A efetividade máxima que pode ser alcançada pelo *cross hedging* na mitigação do risco é igual a 1,00 e, multiplicando-se por cem, tem-se o desempenho percentual da estimativa de efetividade.

O nível de efetividade do *cross hedging* para mitigação do risco no mercado futuro definido para o teste de hipótese tem como referência o indicador de retorno do *hedge*, da deliberação da CVM Nº 604, que aprova o pronunciamento técnico CPC 38, e determina que o *hedge* é altamente eficaz quando o resultado for igual ou superior a 0,80.

No entanto, diferentemente do indicador de referência exposto na deliberação da CVM Nº 604, que trata o termo como eficácia (por basear-se no retorno do *hedge*), o indicador de efetividade do presente estudo baseia-se no desempenho em mitigação do risco. O índice de efetividade do *cross hedging* entre 0,80 e 1,00 também é tido como altamente efetivo pela literatura sobre administração do risco em mercados futuros.

Assim sendo, o teste de hipóteses acima atende ao objetivo principal do presente estudo, que é o de verificar se é possível mitigar o risco da volatilidade de preços no mercado a vista dos novilhos de corte argentinos e uruguaios por meio do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa.

4. METODOLOGIA

A respeito da definição do método, o presente estudo caracteriza-se como quantitativo do tipo descritivo, partindo do estudo, análise e interpretação dos dados apoiada pela aplicação de técnicas estatísticas. A metodologia quantitativa deste estudo busca estabelecer a relação entre causa e efeito das variáveis ao determinar uma base de estimação com rigor exigido pelos testes de hipóteses.

As análises dos resultados da pesquisa se iniciam com a apresentação gráfica temporal dos preços a vista e futuros em sua forma original e logaritmizada, seguida de uma avaliação preliminar do comportamento das séries, em que são analisadas as estatísticas descritivas dos preços, incluindo a correlação linear, os valores da base e do risco de base.

A análise de séries temporais foi aplicada com a finalidade de verificar as dinâmicas e estruturas temporais dos dados. A verificação da ordem de integração pelo teste da raiz unitária e a aplicação das técnicas de cointegração deram suporte ao teste da hipótese de eficiência do mercado futuro.

Em seguida, foram aplicados os métodos de estimação da razão e efetividade de *cross hedge*, com a finalidade de testar a hipótese de mitigação do risco. Essa hipótese foi verificada a partir de testes dentro e fora da amostra. A partir dos resultados dos testes dentro da amostra, foi possível estimar a efetividade do *cross hedging* com base em riscos já conhecidos. Por outro lado, os resultados dos testes fora da amostra permitiram verificar a efetividade do *cross hedging* um passo à frente, ou seja, a partir da previsibilidade da mitigação do risco pela aplicação das razões de *cross hedge* definidas a partir da aplicação dos modelos de estimação. As análises dos resultados seguiram os rigores definidos por cada teste estatístico em particular.

4.1 Métodos aplicados ao teste da hipótese de eficiência do mercado futuro

Para testar a hipótese de eficiência do mercado futuro referente ao item 3.1, optou-se por testes estatísticos que, sequencialmente, avaliam a ordem de integração entre as séries e a questão da cointegração e da predição dos preços.

A partir da aplicação do teste da raiz unitária de Phillips e Perron (1988), foi possível verificar a questão da estacionariedade das séries e a respectiva ordem de integração entre as mesmas. Isso porque, para que não seja rejeitada a hipótese de um mercado futuro eficiente, recomenda-se que as séries de preços a vista e futuros sejam integradas de mesma ordem.

Muitas séries não estacionárias podem se mover juntas no tempo, o que é possível desde que exista alguma influência sobre as séries que as ligam em uma relação de longo prazo. Entretanto, a cointegração entre as séries quer dizer que elas apresentam uma tendência estocástica ou “aleatória” comum no longo prazo. Assim sendo, mesmo que essas variáveis se desviem do seu relacionamento no curto prazo, essa tendência será retomada no longo prazo (STOCK; WATSON, 2004).

Para testar a cointegração, optou-se pela aplicação do teste traço de Johansen (1988). Esse teste permitiu investigar a existência ou não de um relacionamento estocástico comum no longo prazo entre os preços a vista e futuros, condição tida como importante para a não rejeição da hipótese do mercado eficiente.

A metodologia de Johansen (1988) tem como ponto de partida o vetor autorregressivo de ordem p dado por $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$, onde y_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis que são integradas de ordem um. Nesse caso, a equação anterior pode ser reescrita como:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Onde,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 \quad e \quad \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (22)$$

Nesse caso, se o coeficiente da matriz Π tem posto reduzido $r < n$, existem $r \times n$ matrizes α e β , cada uma com posto r , tal que $\Pi = \alpha\beta$ e $\Pi = \beta' y_t$ são estacionárias.

Onde,

r é o número de relações de cointegração;

α é conhecido como parâmetro de ajustamento no vetor de correção do erro; e

β é um vetor de correção do erro.

Pode-se mostrar que, para um dado r , o estimador de máxima verossimilhança da matriz β define uma combinação de y_{t-1} que produz r correlações canônicas maiores entre Δy_t e y_{t-1} , após as correções de diferenças de defasagem e variáveis determinísticas quando

presentes. A significância da razão de verossimilhança das correlações canônicas foi conseguida a partir do teste traço, conforme a equação 23.

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

Onde T é o tamanho da amostra e $\hat{\lambda}_{i+1}$ é a i -ésima maior correlação canônica.

O teste traço avalia a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é superior a r . As hipóteses do teste traço de cointegração são as seguintes:

$r = 0$, não há cointegração.

$r \geq 1$, há cointegração.

Considera-se o nível de significância de 5% para rejeição ou não rejeição das hipóteses. Os valores críticos assintóticos do teste $\lambda_{\text{traço}}$ podem ser encontrados em Johansen e Juselius (1990), e muitos pacotes de *software* econométricos, como o *Eviews 7.0*, são utilizados nos testes empíricos do presente estudo, o qual emprega os valores críticos de MacKinnon (1996) para testar a estacionariedade dos resíduos, considerando-se a cointegração.

Ao ponderar que a cointegração entre as séries de preços implica em uma relação de longo prazo, mesmo com ocorrências de desequilíbrio no curto prazo entre essas, o termo de correção do erro é que pode ligar o comportamento de uma série no curto prazo ao seu valor no longo prazo (ENGLE; GRANGER, 1987). Diante dessa condição, foi aplicado um modelo de correção de erro com a finalidade de representar a dinâmica do ajustamento entre os preços no curto prazo, conforme o sistema de equações 24.

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \mu_{st} \\ \Delta F_t &= c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} - \gamma_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \end{aligned} \quad (24)$$

Onde,

c é o intercepto;

β_{si} e β_{fi} são parâmetros positivos;

μ_{st} e μ_{ft} são vetores aleatórios independente e identicamente distribuídos;

γ_s e γ_f são parâmetros positivos; e

Z_{t-1} , é o termo de correção do erro que mede como a variável dependente se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo “equilíbrio” no longo prazo, como especificado na equação 25:

$$\boxed{Z_{t-1} = -\alpha - \beta F_t + S_{t-1}} \quad (25)$$

a qual pode ser transformada na equação 26:

$$\boxed{S_{t-1} = \alpha + \beta F_t + Z_{t-1}} \quad (26)$$

Onde:

α é o parâmetro de ajustamento no vetor de cointegração; e

β é o vetor de cointegração.

Dessa forma, α e β da equação 25 do termo de correção do erro correspondem ao modelo vetorial autorregressivo na primeira diferença do sistema de equações 24, enquanto os coeficientes γ_s e γ_f são interpretados como a velocidade de ajustamento. Assim sendo, quanto maior γ_s , maior a resposta de S_t aos desvios anteriores, devido ao relacionamento no longo prazo.

Portanto, sob a hipótese do mercado futuro eficiente, o preço deve refletir as informações disponíveis, ou seja, F_t do contrato futuro no tempo $t+1$ é um estimador não viesado do preço a vista no futuro, S_{t+1} , conforme a equação 27:

$$\boxed{S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + u_{t+1}} \quad (27)$$

4.2 Métodos aplicados ao teste da hipótese de mitigação do risco

Para testar a hipótese de mitigação do risco, optou-se pela aplicação dos modelos heterocedásticos, de variância mínima, de correção de erro e *full hedge*. Primeiramente, a escolha pela aplicação dos modelos heterocedásticos tem origem nas evidências de heterocedasticidade detectadas nas séries de preços. Essas evidências foram verificadas a partir da aplicação do teste do Multiplicador de *Lagrange* para identificação da presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva (sigla em inglês, *ARCH-LM*). Os resultados dos testes de hipóteses para heterocedasticidade são expostos no apêndice A.

Mas, em teoria, o uso dos modelos heterocedásticos deve-se também ao alinhamento desses à concepção da utilidade pela minimização da volatilidade da riqueza. Em resumo, essa abordagem não pressupõe a racionalidade dos *hedgers*, nem a disponibilidade absoluta das informações, já que presume que novas informações são incorporadas ao longo do tempo, o que, na concepção de Bollerslev (1990), Baillie e Myers (1991) e Engle e Kroner (1995), causa variações na média e na volatilidade, tornando os riscos não constantes ao longo do tempo.

Dessa forma, a razão de *cross hedge* estimada pela aplicação dos modelos heterocedásticos é tida como dinâmica por levar em conta que a variância entre os preços a vista e futuros e a covariância entre os mesmos sofrem alterações ao longo tempo.

Por outro lado, com a finalidade de dar suporte ao teste da hipótese de mitigação do risco, foram selecionados outros modelos de estimação da razão de *cross hedge* ótima. No caso do modelo de variância mínima, sua escolha foi embasada na abordagem da maximização da utilidade esperada do *hedger* pela minimização do risco, que supõe a racionalidade dos *hedgers* e a disponibilidade das informações, e não presume a incorporação de novas informações ao longo do tempo.

Sobre a opção pelo modelo com correção de erro, pesou a constatação da cointegração entre as séries de preços e também a concepção de Lien e Luo (1993) e Lien (1996), que advertem que, ao adotar uma posição que desconsidere a cointegração entre os preços, o desempenho em mitigação do risco pode ser afetado e, portanto, essa não deve ser considerada uma razão ótima. Esse modelo corrobora a concepção da maximização da utilidade esperada do *hedger* pela minimização do risco.

A respeito da aplicação da estratégia de cobertura completa (*full hedging*), que determina que a posição tomada no mercado futuro deva ser idêntica à posição no mercado a vista, sua escolha se deve ao atendimento às perspectivas da teoria clássica ou da hipótese da expectativa racional, que pressupõe que o preço futuro equivale ao valor esperado do preço a vista no futuro, ao se basear na neutralidade do risco e na disponibilidade total das informações relativas aos preços.

Os modelos de estimação da razão de *cross hedge* selecionados para testar a hipótese de mitigação do risco são apresentados nos subitens 4.2.1, 4.2.2, 4.2.3 e 4.2.4.

4.2.1 Modelo de variância mínima

Entre os modelos de regressão aplicados em pesquisas relacionadas à efetividade do *hedging* em mercados futuros, o mais comumente utilizado é o modelo de variância mínima (sigla em inglês, *VM*), também conhecido por modelo de Ederington (1979). Nesse, a razão de variância mínima (ou razão ótima) é obtida a partir da equação 28:

$$\boxed{\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + u_t} \quad (28)$$

Onde,

α é uma constante da regressão;

ΔS_t e ΔF_t representam as variações dos preços a vista e futuros;

β é a razão de *hedge* de variância mínima ou ótima; e

u_t é o termo do erro da estimação pelos mínimos quadrados ordinários.

Apesar de amplamente aplicado na verificação do desempenho das operações em mercados futuros, o modelo de variância mínima recebeu diversas críticas ao longo dos anos, advindas, principalmente, dos estudos recentes sobre econometria de séries temporais.

Dentre as críticas recebidas, destaca-se a de Park e Bera (1987), que afirmam que o modelo regressão simples não é apropriado para a estimação da razão ótima, uma vez que esse ignora a autocorrelação residual, a cointegração e a heterocedasticidade frequentemente encontrada em séries financeiras. As limitações levantadas pela crítica sobre o modelo de variância mínima contribuíram para o desenvolvimento de modelos dinâmicos de estimação da razão de *hedge*, em que se incluem os heterocedásticos.

4.2.2 Modelo vetorial de correção do erro

Lien e Luo (1993) e Lien (1996) expõem que, ao ignorar a cointegração entre as séries de preços, a posição tomada no mercado futuro pode não ser ótima. Nesse sentido, é sugerida a aplicação do modelo vetorial autorregressivo de correção de erro (sigla em inglês, *VEC*), que leva em consideração o relacionamento no longo prazo entre as variações dos preços a vista e futuros. Esse modelo é representado pelo sistema de equações 29:

$$\begin{cases} \Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \mu_{st} \\ \Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} - \gamma_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \end{cases} \quad (29)$$

Onde, γ_s e γ_f são parâmetros positivos, e Z_{t-1} é o termo de correção do erro que afere como a variável dependente se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo relacionamento no longo prazo.

Pela aplicação do modelo de correção de erro, a razão de *hedge* ótima é obtida a partir da divisão da covariância entre os preços a vista e futuros pela variância dos preços futuros, conforme equação 30:

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \quad (30)$$

Onde,

$\sigma_{sf} = Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})$ é a covariância entre os preços a vista e futuros;

$\sigma_{ff} = Var(\varepsilon_{ft})$ é a variância dos preços futuros; e

h é a razão de *hedge* ótima.

4.2.3 Modelos heterocedásticos

Conforme a justificativa dos primeiros parágrafos do item 4.2, apresentam-se, a seguir, os modelos heterocedásticos generalizados (GARCH) selecionados para a estimação da razão ótima de *hedge* do presente estudo.

a) Modelo heterocedástico diagonal *vech*

Um dos primeiros modelos GARCH multivariados desenvolvidos com o objetivo de antecipar as variações futuras dos retornos de índices de ações americanas baseadas em esperanças condicionais fundamentadas no modelo CAPM foi o modelo diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991).

Generalizado a partir do modelo GARCH (1,1), o modelo GARCH multivariado padrão pode ser expresso como:

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{ss,t} \\ c_{sf,t} \\ c_{sf,t} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1}\varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \times \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \quad (31)$$

Onde,

h_{ss} e h_{ff} são as variâncias condicionais dos erros;

ε_{st} e ε_{ft} da equação da média; e

h_{sf} representa a covariância condicional entre os preços a vista e futuros.

O modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991) (siga em inglês, *VECH*), que considera a variância condicional no tempo, tem origem na parametrização da equação da variância condicional no modelo GARCH de Bollerslev (1986) e Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). Sob esse aspecto, Bueno (2008) coloca que, ao supor que a matriz de covariância é simétrica, pode-se aplicar o operador *vech* para empilhar a porção triangular inferior de dimensão $[n(2+1)/2] \times 1$. Dessa forma, o modelo é especificado como:

$$y_t = b + H_t \delta + \varepsilon_t \quad (32)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (33)$$

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^p A_j vech(\varepsilon_t - j)^2 + \sum_{j=1}^p B_j vech(H_{t-j}) \quad (34)$$

Onde,

$y_t = (s_t, f_t)$ é um vetor $(n \times 1)$;

b é um vetor de constantes $(n \times 1)$;

δ é um vetor $(n \times 1)$; e

$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$ é um vetor de perturbações aleatórias, que segue processo GARCH multivariado.

Nesse caso,

c é um vetor de parâmetros $[n(n+1)/2] \times 1$;

A_j e B_j são matrizes $[n(n+1)/2] \times [n(n+1)/2]$ dos coeficientes estimados contendo preços a vista e futuros;

H_t é uma matriz de covariância condicional no tempo t ; e

$vech(\cdot)$ é o operador de empilhamento das colunas de matrizes sob a diagonal principal.

No modelo *VECH*, os elementos fora da diagonal nas matrizes A_i e B_j também são definidos como zero, e as variâncias e as covariâncias condicionais só dependem de seus próprios valores defasados e dos resíduos ao quadrado defasados, como segue:

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{ss,t} \\ c_{sf,t} \\ c_{sf,t} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} a_{ss} & 0 & 0 \\ 0 & a_{sf} & 0 \\ 0 & 0 & a_{ff} \end{pmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1}\varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{ss} & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{sf} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{ff} \end{pmatrix} \times \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \quad (35)$$

Assim, segundo Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), a representação diagonal dos elementos da variância condicional h_{ss} e h_{ff} , e os elementos da covariância h_{sf} podem ser expressos como:

$$\begin{cases} h_{ss,t} = c_{ss} + \alpha_{ss}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{ss}h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t} = c_{sf} + \alpha_{sf}\varepsilon_{s,t-1}\varepsilon_{f,t-1} + \beta_{sf}h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t} = c_{ff} + \alpha_{ff}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{ff}h_{ff,t-1} \end{cases} \quad (36)$$

Desse modo, a posição a ser tomada pelo *hedger* no mercado futuro depende da forma pela qual as informações afetam a volatilidade dos preços ao longo do tempo e, portanto, a razão de *hedge* ótima deve ser estimada, conforme exposto por Baillie e Myers (1991), pela equação 37.

$$h_t = \frac{\text{cov}(\Delta s_t, \Delta f_t | \Omega_{t-1})}{(\Delta f_t | \Omega_{t-1})} \quad (37)$$

Onde,

Δs_t e Δf_t são as variações absolutas dos preços a vista e futuros;

Ω_{t-1} é a matriz de covariância condicional; e

h_t é a razão de *hedge* ótima.

b) Modelo heterocedástico de correlação condicional constante

Bollerslev (1990) apresenta outro modelo GARCH multivariado conhecido por modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante (sigla, *CCC*). Um aspecto importante do modelo *CCC*, quando comparado ao modelo *VECH*,

é a sua estimação por um número menor de parâmetros, e a restrição imposta à correlação constante.

Com esse argumento, Alexander (2005) e Bueno (2008) ressaltam que o modelo *CCC* colaborou para a simplificação dos procedimentos de inferência, ao diminuir a intensidade computacional e ao impor condições que garantissem as matrizes de covariância como positivas.

De acordo com Alexander (2005), o modelo *CCC* aproxima a matriz de covariância variável no tempo pelo produto das volatilidades variáveis no tempo com a matriz de correlação que não varia ao longo do tempo, como segue:

$$\boxed{H_t = D_t C D_t} \quad (38)$$

Onde,

H_t é a matriz de covariância condicional; e

D_t é uma matriz diagonal das volatilidades GARCH variáveis no tempo, $h_{ff}^{\frac{1}{2}}$ e $h_{ss}^{\frac{1}{2}}$.

Nesse caso, $C = \rho_{ij}$ é a matriz de correlação constante.

Assim, segundo Bollerslev (1990), a obtenção das variâncias condicionais D_t são conseguidas por meio de processos GARCH univariados, como segue:

$$\boxed{\begin{cases} h_{ff,t} = w_f + \alpha_f \sum_{p=1}^P \varepsilon_{f,t-p}^2 + \beta_f \sum_q^Q h_{ff,t-q} \\ h_{ss,t} = w_s + \alpha_s \sum_{p=1}^P \varepsilon_{s,t-p}^2 + \beta_s \sum_q^Q h_{ss,t-q} \end{cases}} \quad (39)$$

Onde, h_{ss} e h_{ff} são elementos da variância condicional.

Nesse caso, a razão ótima de *hedge* do modelo *CCC* é estimada conforme a equação 37.

c) Modelo heterocedástico diagonal *bekk*

Dentre os modelos GARCH multivariados, um se destaca pelo uso mínimo de parâmetros, mesmo sem a imposição de restrições de equações cruzadas que assegurem a definição positiva para quaisquer valores dos parâmetros: trata-se do modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* (sigla *BEKK*) de Engle e Kroner (1995), proposto, inicialmente, por Baba *et al.* (1990).

Segundo Alexander (2005) e Bueno (2008), nesse modelo, a matriz de covariância condicional tem a seguinte parametrização:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q A_i' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} B_j \quad (40)$$

Onde,

C , A_i e B_j são matrizes dos parâmetros ($n \times n$), com $n = 2$ no caso bivariado;

C é a matriz triangular superior e p e q são as ordens do modelo; e

n , o número de séries utilizadas.

A compreensão da matriz C como triangular superior tem como base a covariância não condicional, em que os elementos diagonais são iguais. De acordo com Engle e Kroner (1995), o modelo *BEKK* envolve uma parametrização generalizada e inclui todas as possibilidades de representações *VECH* positivas, conforme exposto no sistema de equações 41.

$$\left\{ \begin{array}{l} R_{s_t} = \mu_s + e_{s_t} \\ R_{f_t} = \mu_f + e_{f_t} \\ e_t \mid \Psi_{t-1} = \begin{bmatrix} e_{s_t} \\ e_{f_t} \end{bmatrix} \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \end{array} \right. \quad (41)$$

Onde,

e_{s_t} e e_{f_t} são distúrbios;

Ψ_{t-1} são informações disponíveis no tempo $t-1$;

N é a função de densidade normal bivariada; e

H_t é uma matriz de covariância condicional definida positiva no tempo t ,

especificada como:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_t = \begin{bmatrix} h_{s_t}^2 & h_{s_t f_t} \\ h_{s_t f_t} & h_{f_t}^2 \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} \gamma_{ss} & 0 \\ \gamma_{sf} & \gamma_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{ss} & 0 \\ \gamma_{sf} & \gamma_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{ss} & \alpha_{sf} \\ \alpha_{sf} & \alpha_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{s_{t-1}}^2 & e_{s_{t-1}} e_{f_{t-1}} \\ e_{s_{t-1}} e_{f_{t-1}} & e_{f_{t-1}}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{ss} & \alpha_{sf} \\ \alpha_{sf} & \alpha_{ff} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} \beta_{ss} & \beta_{sf} \\ \beta_{sf} & \beta_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s_{t-1}}^2 & h_{s_{t-1} f_{t-1}} \\ h_{s_{t-1} f_{t-1}} & h_{f_{t-1}}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{ss} & \beta_{sf} \\ \beta_{sf} & \beta_{ff} \end{bmatrix} \end{array} \right. \quad (42)$$

Onde,

$h_{s_t f_t}$ é a covariância condicional dos preços a vista e futuros;

h_s^2 e h_f^2 são variâncias condicionais dos preços a vista e futuros.

Nesse contexto, Bueno (2008) discute sobre a existência de duas formas de simplificar o modelo de Engle e Kroner (1995). A primeira impõe diagonalidade às matrizes A_i e B_j , obtendo-se sete parâmetros pelo modelo diagonal *BEKK*. Porém, a outra forma de simplificação impõe que as matrizes A_i e B_j tornem-se escalares, ou seja, as dinâmicas das variâncias e covariâncias partem dos mesmos parâmetros e só se diferenciam pelos parâmetros obtidos na matriz C . Esse modelo é conhecido por *BEKK* escalar.

A escolha pelo modelo *BEKK* diagonal em relação ao escalar para aplicação neste estudo baseia-se no argumento de Alexander (2005). Esse, fundamentado em Engle (2002), sugere que, ao admitir as matrizes A_i e B_j como diagonais, o primeiro apresenta desempenho superior em termos de previsão. Assim sendo, o modelo diagonal *BEKK* (1,1) aplicado neste trabalho segue o sistema de equações 43.

$$\begin{cases} h_{s,t} = c_{ss} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{22}^2 h_s \\ h_{sf,t} = c_{sf} + \alpha_{11} \alpha_{22} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{11} \beta_{22} h_{sf} \\ h_{f,t} = c_{ff} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_f \end{cases} \quad (43)$$

Assim, a razão ótima de *hedge* do modelo *BEKK* é estimada pela equação 37.

4.2.4 Critérios de informação

Ao considerar que os modelos aplicados na estimação da razão de *cross hedge* ótima são concorrentes, sugere-se a utilização de critérios que imponham penalidades ao acréscimo de regressores, isto é, para fins de comparação (GUJARATI, 2011). Assim sendo, foram aplicados os critérios de informação de *Akaike* (sigla em inglês, *AIC*) e bayesiano de *Schwarz* (sigla em inglês, *SBC*), para averiguar qual modelo apresenta melhor ajuste (ou parcimônia). Os critérios são conseguidos com base nas equações 44 e 45.

$$\ln AIC = \left(\frac{2k}{n} \right) + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \quad (44)$$

$$\ln SBC = \frac{k}{n} + \ln n + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \quad (45)$$

Onde,

SQR é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão;

k é o número de regressores, incluindo o intercepto; e

n é o número de observações.

Nesse caso, os modelos só podem ser comparados pelos critérios de informação se as amostras forem idênticas (BUENO, 2008).

4.3 Dados e procedimentos

As médias semanais dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios e médias semanais dos preços futuros da arroba do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa, utilizadas no presente estudo, compreendem o período entre janeiro de 2002 e maio de 2012 (540 observações). Entretanto, ressalta-se que, para o teste fora da amostra, da hipótese de mitigação do risco, foram utilizadas as médias semanais dos preços a vista e futuros entre junho de 2012 e junho de 2013 (54 observações).

4.3.1 Preços futuros do boi gordo brasileiro

Os indicadores de preços da arroba do boi gordo brasileiro utilizado para liquidação dos contratos futuros na BM&FBovespa foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) da Universidade do Estado de São Paulo (USP), responsável pela divulgação diária de preços de ajuste diário dos contratos futuros. O indicador de preço é definido, originalmente, em reais e é também divulgado em dólares americanos.

No Brasil, o contrato futuro do boi gordo foi o derivativo agropecuário com maior volume de negócios no mercado futuro da BM&FBovespa, em 2012, e ainda é tido como a principal referência de preços pelos agentes que atuam na cadeia produtiva da carne bovina. As principais especificações do contrato futuro do boi gordo brasileiro da BM&FBovespa são mostradas no quadro 2.

Quadro 2 – Principais especificações do contrato futuro do boi gordo da BM&FBovespa

Especificação	Descrição
Unidade de negociação	330 arrobas (uma arroba igual a quinze quilogramas) de um bovino macho, castrado, bem acabado (carcaça convexa), alimentado a pasto ou confinamento, que apresente peso entre 450 e 550 quilogramas e idade máxima de 42 meses.
Meses de negociação	Todos os meses.
Código de negociação	BGI
Cotação	Reais por arroba líquida. O aproveitamento de carcaça do boi gordo é de 50% para fins de estimação das arrobas líquidas referentes ao peso do boi gordo.
Oscilação máxima diária	3% para todos os meses, exceto para o mês de negociação.
Último dia de negociação	Último dia útil de todos os meses do ano.
Liquidação no vencimento	Pelo indicador de preço disponível do Boi Gordo Esalq/ BM&FBovespa – São Paulo, alternativamente, por entrega em comum acordo entre vendedor e comprador.
Cálculo do indicador	Média ponderada de preços a vista do boi gordo no Estado de São Paulo. A referência de preços para composição do indicador de ajuste diário dos contratos futuros em aberto tem como base os preços da arroba do boi gordo negociados nas regiões de Araçatuba, Presidente Prudente, Bauru/Marília e São José do Rio Preto/Barretos, todas localizadas no Estado de São Paulo.
Participação da região no índice	É definida conforme o volume de abate nos frigoríficos amostrados das respectivas regiões, com atualização mensal do peso da importância de cada região na composição do índice, o que permite que padrões sazonais de abate estejam incluídos na ponderação.
Volume de negociação	Derivativo agropecuário com maior volume de negociação na BM&FBovespa entre os anos de 2010 e 2012. Em 2012, foram negociados 1.058.254 contratos futuros de boi gordo na BM&FBovespa.

Elaborado pelo autor

Fonte: BM&FBovespa (2012) e CEPEA (2012)

4.3.2 Preços a vista dos novilhos argentinos

As séries de preços a vista dos novilhos de corte argentinos foram obtidas junto ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Pesca da Argentina (MAGYP) e referem-se aos preços a vista praticados no Mercado de Liniers S.A, que é uma empresa privada vencedora da

licitação pública realizada pelo governo argentino e que tem concessão para instalações e atividades de desenvolvimento do mercado pecuário nacional.

O Mercado de Liniers S.A é um mercado físico provido de instalações para descarga, venda, pesagem, recarga e posterior controle financeiro e cumprimento das disposições comerciais. A sistemática computacional de Liniers permite a emissão de guias onde constam os dados da negociação, tais como, vendedor, comprador, identificação do lote, número de animais, peso, preço por quilograma, termos da negociação, todos necessários para segurança das partes envolvidas, o que possibilita, também, um melhor controle de fluxos de capitais nas transações correntes.

Liniers é o mais importante centro de transações a vista de bovinos na Argentina. Nesse mercado, ocorrem, diariamente, negociações livres entre compradores e vendedores, o que motiva a formação e a orientação dos preços da pecuária bovina em geral. A série de preços a vista dos novilhos de corte, mais precisamente, de novilhos adultos e novilhos precoces, é cotada por quilograma/peso vivo, e a moeda de cotação é o peso argentino.

Apesar de também se tratarem de bovinos de corte, os novilhos argentinos apresentam características pontuais que os diferenciam do boi gordo brasileiro. Essas diferenças são fundamentais no contexto da verificação e análise da efetividade do *cross hedging* em mitigação do risco proposta no presente estudo. Assim sendo, na sequência, são apresentadas as principais características dos novilhos argentinos.

O novilho precoce argentino (PAR) é um bovino macho, jovem, vivo, castrado, apresentando entre dois e quatro dentes incisivos definitivos, com conformação de carcaça entre retilínea e subconvexa, alimentado a pasto ou confinamento, com peso variando entre 300 e 430 quilogramas e idade em torno de 30 meses (MAGYP, 2011; TORINO, 2011).

Por outro lado, o novilho adulto argentino ou, simplesmente, novilho argentino (NAR), é um bovino macho, vivo, castrado, com, no mínimo, seis dentes incisivos permanentes, com conformação de carcaça entre subconvexa e convexa, alimentado a pasto ou confinamento, com peso entre 431 e 520 quilogramas e idade entre 30 e 42 meses (MAGYP, 2011; TORINO, 2011).

4.3.3 Preços a vista do novilho uruguaio

As séries de preços a vista do novilho uruguaio foram obtidas junto ao Instituto Nacional de Carnes do Uruguai (INAC), que é um órgão público não estatal criado para proposição, assessoramento e execução da política nacional de carnes. Dentre suas principais atribuições, destacam-se a promoção, a regulação e a vigilância das atividades de produção, transformação, armazenamento, transporte e comercialização de carne bovina, além da divulgação dos preços médios semanais de bovinos de corte.

A cotação original dos preços médios semanais divulgados pelo INAC refere-se ao preço em dólares americanos por quilograma/peso vivo de novilhos no ponto de abate. O novilho uruguaio (NUR) segue as mesmas características e padrões do novilho adulto argentino. Diferentemente das cotações argentinas, que são em moeda local, a cotação do novilho uruguaio é divulgada em dólares americanos.

4.4 Seleção, tratamento e transformação dos dados

Os preços a vista por quilograma/peso vivo dos novilhos argentinos e uruguaio foram transformados em arrobas líquidas, considerando-se o aproveitamento equivalente à carcaça de 50%, mesma estimativa do boi gordo brasileiro, o que permitiu uma verificação precisa da efetividade em mitigação do risco obtida por meio do *cross hedging* no mercado futuro. Os preços a vista dos novilhos argentinos foram ainda transformados em dólares, conforme cotação diária do *Banco Central de la República Argentina*.

A partir das séries diárias de preços a vista do novilho argentino e preços futuros do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa, foram calculados os preços médios semanais, equiparando-se à base da cotação do novilho uruguaio.

Verificou-se, também, a presença de oito *outliers* não legítimos resultantes de erros amostrais, sendo esses eliminados após identificação. Em seguida, os preços foram logaritimizados, visando a remover as tendências exponenciais, procedimento esse que segue os padrões adotados nas principais pesquisas internacionais relacionadas à efetividade do *cross hedging* em mercados futuros.

Em seguida, os testes empíricos foram realizados, utilizando-se o *software Eviews 7.0*, com o objetivo de efetuar as estimações econométricas referentes às análises necessárias à consecução deste estudo. Para construção das equações e suas respectivas derivações, recorreu-se ao *software Mathtype 5*. O tratamento, a transformação e a seleção dos dados foram realizados com o *software Microsoft Excel*.

5. RESULTADOS E ANÁLISES

5.1 Comportamento dos preços a vista e futuros

As séries originais e logaritmizadas dos preços futuros do boi gordo brasileiro e preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios, entre os anos de 2002 e 2012, são apresentadas nos gráficos 1 e 2, respectivamente. O movimento das séries de preços é bastante similar, porém os preços do boi gordo brasileiro e do novilho uruguaio encontram-se, na maior parte do tempo, acima dos preços dos novilhos argentinos.

Conforme ilustrado no gráfico 1, foi verificada, no ano de 2002, uma diferença significativa entre os preços futuros do boi gordo brasileiro e os preços a vista dos novilhos argentinos. Destaca-se que o ano de 2002 é caracterizado por uma forte desvalorização cambial das moedas brasileira e argentina.

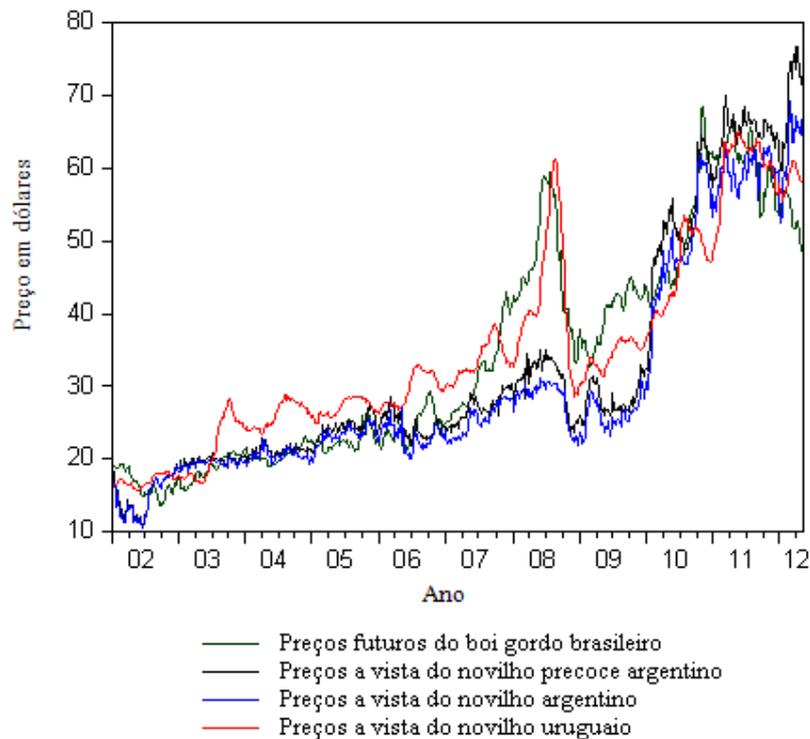
Nota-se também uma diferença entre os preços do boi gordo brasileiro e do novilho uruguaio em relação aos preços dos novilhos argentinos, a partir de 2007. Sugere-se que essa diferença ocorre, em grande parte, devido às inúmeras intervenções governamentais no mercado da carne bovina argentina, tais como, o aumento das taxas de exportação, as restrições ao peso para o abate de animais, a limitação das cotas de exportação por 180 dias e, até mesmo, a proibição das exportações.

No entanto, entre os anos de 2009 e 2011, pode-se verificar uma maior proximidade dos preços futuros do boi gordo brasileiro com os preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios. Esse é um período marcado por uma atuação mais incisiva das multinacionais brasileiras do segmento frigorífico de carne bovina na Argentina e no Uruguai.

Apesar de próximos, os preços dos novilhos argentinos permanecem, a maior parte do período em estudo, abaixo dos preços do boi gordo brasileiro e do novilho uruguaio, como pode ser observado nos gráficos 1 e 2.

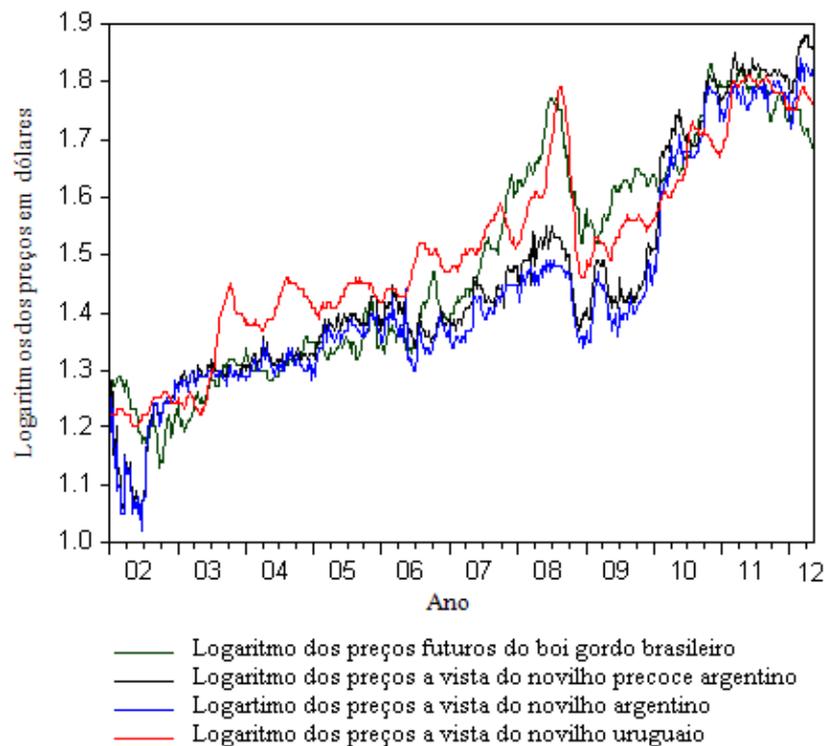
Nesse patamar, destaca-se que os momentos em que os preços dos novilhos argentinos mais se aproximam aos preços do boi gordo brasileiro e do novilho uruguaio são tidos como aqueles em que há menor incidência de intervenções do governo argentino no mercado da carne bovina.

Gráfico 1 – Preços futuros do boi gordo brasileiro e a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 2 – Logaritmo dos preços futuros do boi gordo brasileiro e logaritmo dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012



Fonte: Dados da pesquisa.

5.2 Estatística descritiva dos preços a vista e futuros

A análise do comportamento dos preços tem continuidade com a apresentação das estatísticas descritivas dos preços originais e logaritmizados, nas tabelas 1 e 2. A averiguação das estatísticas descritivas dos preços permite uma avaliação primária da volatilidade dos preços futuros e a vista, bem como importantes medidas de tendência central e de distribuição.

Como podem ser observados na tabela 1, os preços médios do boi gordo brasileiro e dos novilhos uruguaiois são muito próximos. Porém, os preços médios dos novilhos argentinos se posicionam em torno de 3% abaixo dos preços do boi gordo brasileiro e do novilho uruguaio. Nota-se também que o desvio-padrão do novilho uruguaio é inferior ao desvio-padrão dos preços do boi gordo brasileiro e do novilho argentino.

Conforme as estatísticas apresentadas nas tabelas 1 e 2, pode-se constatar a não normalidade das distribuições, uma vez que os valores para assimetria e curtose em uma distribuição normal são, respectivamente, zero e três, e a sua volatilidade é constante. Ao visar a uma avaliação mais precisa sobre a normalidade da distribuição dos dados, optou-se pela aplicação do teste de *Jarque-Bera*, cujo resultado rejeitou a hipótese nula de normalidade.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos preços futuros do boi gordo brasileiro e preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaiois entre 2002 e 2012 (em dólares)

	BGI	PAR	NAR	NUR
Média	33,9442	32,1080	30,0117	34,5980
Mediana	27,4688	25,6697	24,1185	31,7100
Máximo	68,3240	76,6478	69,2383	65,1900
Mínimo	13,5680	10,6899	10,5782	15,7200
Desvio-Padrão	15,4553	16,5195	14,7991	13,5215
Assimetria	0,5762	1,2377	1,2524	0,7545
Curtose	1,9811	3,1836	3,1834	2,6174
Teste de Jarque-Bera	53,2365	138,6189	141,9124	54,5242
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	540	540	540	540

Notas: (BGI) boi gordo brasileiro, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruguaio.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2 – Estatística descritiva dos logaritmos dos preços futuros do boi gordo brasileiro e dos logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012 (em dólares)

	BGI	PAR	NAR	NUR
Média	1,4863	1,4586	1,4336	1,5069
Mediana	1,4400	1,4100	1,3800	1,5000
Máximo	1,8300	1,8800	1,8400	1,8100
Mínimo	1,1300	1,0300	1,0200	1,2000
Desvio-Padrão	0,1967	0,1966	0,1874	0,1666
Assimetria	0,1635	0,6046	0,6571	0,0723
Curtose	1,6502	2,6532	2,7333	2,3186
Teste de Jarque-Bera	43,3984	35,6049	40,4651	10,9158
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0043
Observações	540	540	540	540

Notas: (BGI) boi gordo brasileiro, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruaio.

Fonte: Dados da pesquisa.

5.3 Base e risco de base

Os valores da base e suas principais estatísticas, em especial, o risco de base (desvio-padrão da base), são apresentados no gráfico 3 e na tabela 3. Pode-se, a partir desses dados, iniciar uma análise preliminar sobre o comportamento dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios e preços futuros do boi gordo brasileiro na data do vencimento dos contratos na BM&FBovespa.

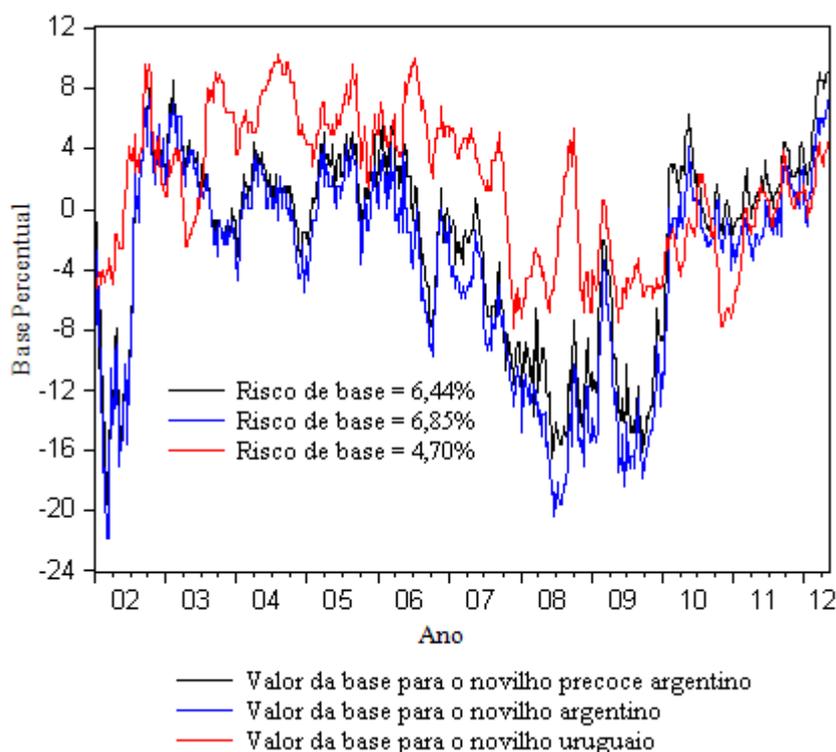
De acordo com a tabela 3, entre os anos 2002 e 2012, em média, os preços do novilho uruaio estiveram em torno de 1,52% acima dos preços do boi gordo brasileiro. Isso mostra que, geralmente, há um fortalecimento da base próximo à data do vencimento dos contratos futuros na BM&FBovespa.

Entretanto, o preço do novilho argentino esteve, em média, 3,85% abaixo dos preços futuros do boi gordo brasileiro, entre os anos de 2002 e 2012, apontando ser mais comum o enfraquecimento da base próximo à data do vencimento dos contratos futuros na BM&FBovespa. O mesmo se aplica ao novilho precoce argentino, cujo preço posicionou-se, em média, 2,10% abaixo do preço futuro do boi gordo brasileiro.

A tabela 3 indica, ainda, um risco de base de 4,70% para o novilho uruguaio, entre os anos de 2002 e 2012, valor que pode ser considerado baixo quando comparado aos apresentados nos estudos de Fileni, Marques e Machado (1999) e Fontes, Castro Júnior e Azevedo (2005) para o café arábica, nas principais regiões produtoras do Brasil, e de Botelho Filho e Souza Júnior (2006) para a soja no estado de Mato Grosso/Brasil.

Por outro lado, o risco de base próximo a 7% para os novilhos de corte argentinos pode ser considerado alto se comparado aos estudos citados no parágrafo anterior. Sugere-se que boa parte desse risco se deve às ações governamentais no mercado da carne bovina argentina, que tem como consequência a incorporação de incertezas à base. A volatilidade da base mais significativa para os novilhos argentinos é facilmente identificada no gráfico 3, que corrobora as estatísticas apresentadas na tabela 3.

Gráfico 3 – Comportamento dos valores percentuais da base para os novilhos argentinos e uruguaio entre os anos de 2002 e 2012



Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3 – Estatística descritiva da base percentual para os novilhos argentinos e uruguaios entre 2002 e 2012

	PAR	NAR	NUR
Base Média	-2,1026	-3,8462	1,5119
Mediana da Base	0,0000	-1,5444	2,1456
Base Máxima	9,1892	7,3171	10,2740
Base Mínima	-20,7547	-21,9048	-7,8947
Risco de Base	6,4492	6,8506	4,6996
Assimetria	-0,7293	-0,7323	-0,1693
Curtose	2,4543	2,4636	1,9280
Teste de Jarque-Bera	54,5674	54,7333	28,4355
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	540	540	540

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruaio.

Fonte: Dados da pesquisa.

5.4 Correlação linear entre os preços a vista e futuros

Após a verificação das estatísticas descritivas dos preços e da base, apresenta-se, na tabela 4, a correlação entre os preços a vista e futuros. A análise da correlação entre os preços é tida pelas teorias da maximização da utilidade pela minimização do risco e da utilidade pela minimização da volatilidade da riqueza como essencial para a definição do posicionamento ótimo no mercado futuro. Nesse contexto, Wang e Yau (1994) sugerem ainda que, quanto maior o grau de correlação entre o mercado futuro e o mercado a vista, maior será a possibilidade de descoberta do preço e de trava de um preço objetivo pela negociação do contrato futuro.

Tabela 4 – Correlação linear entre os logaritmos dos preços futuros do boi gordo brasileiro e logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios

Série de Preços	BGI	PAR	NAR	NUR
BGI	1,000	0,8912*	0,8794*	0,9398*
PAR		1,000	0,9966*	0,9209*
NAR			1,000	0,9121*
NUR				1,000

Notas: (BGI) boi gordo brasileiro, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruaio e (*) significante estatisticamente ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base nos resultados da tabela 4, pode-se notar que os preços a vista do novilho argentino ($r \cong 0,88$) e do novilho uruguaio ($r \cong 0,94$) são forte e positivamente correlacionados com os preços futuros do boi gordo brasileiro. O mesmo se aplica ao novilho precoce argentino ($r \cong 0,90$), cujo resultado também indica uma alta correlação positiva com o preço do boi gordo brasileiro. Os altos valores positivos para correlação entre os preços a vista e futuros dão indícios que o mercado futuro pode assegurar um preço objetivo (cotação) em troca do risco de base.

5.5 A Hipótese de eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro

Conforme exposto no item 4.1, o teste de *Phillips-Perron* aplicado às séries de preços a vista e futuros, com a finalidade de verificar a presença ou não da raiz unitária e apontar a ordem de integração entre as séries, foi o primeiro passo no conjunto do teste da hipótese de eficiência do mercado futuro.

De acordo com dados da tabela 5, o teste de *Phillips-Perron* (em nível, com intercepto e com tendência linear) não rejeitou a hipótese nula da presença de raiz unitária nas séries temporais dos preços a vista e futuros. Porém, o teste, na primeira diferença, rejeitou a hipótese nula, apontando que as séries são integradas de ordem um. Conforme pode ser observado, os valores da estatística d de *Durbin e Watson* se apresentaram muito próximo a 2, indicando que as séries de preços não apresentam problemas de autocorrelação na primeira diferença.

Após a verificação da ordem de integração entre as séries de preços, foi definido o número de defasagens do teste de cointegração para estimação do modelo com incorporação informacional dos efeitos de longo prazo entre o mercado futuro do boi gordo brasileiro e o mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaiois. A tabela 6 apresenta os valores dos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz* aplicados para definição do número de defasagens.

Tabela 5 – Teste da raiz unitária de Phillips e Perron para os logaritmos dos preços futuros e logaritmos dos preços a vista

Série de Preços	Equação do Teste de <i>Phillips-Perron</i>	Estatística do Teste de <i>Phillips-Perron</i>	Valores Críticos			<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>DW</i>
			1%	5%	10%			
BGI	N	1,0764	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-6,0510	-6,0431	1,6076
	I	-0,8364	-3,4423	-2,8667	-2,5696	-6,0488	-6,0329	1,6063
	IT	-2,7599	-3,9752	-3,4182	-3,1316	-6,0536	-6,0298	1,5925
	1ºDif	-18,9513*	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-6,0873	-6,0793	2,0063
PAR	N	1,1556	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-5,0979	-5,0900	2,2988
	I	-0,1977	-3,4423	-2,8667	-2,5696	-5,0945	-5,0786	2,2953
	IT	-3,4970	-3,9752	-3,4182	-3,1316	-5,1142	-5,0903	2,2677
	1ºDif	-30,0489*	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-5,2904	-5,2824	1,9156
NAR	N	1,1359	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-5,0298	-5,0218	2,3800
	I	-0,2982	-3,4423	-2,8667	-2,5696	-5,0268	-5,0109	2,3748
	IT	-3,1585	-3,9752	-3,4182	-3,1316	-5,0434	-5,0195	2,3465
	1ºDif	-30,0175*	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-5,1708	-5,1628	1,9630
NUR	N	1,1898	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-6,6398	-6,6318	1,1442
	I	-1,3423	-3,4423	-2,8667	-2,5696	-6,6386	-6,6227	1,1441
	IT	-3,4036	-3,9752	-3,4182	-3,1316	-6,6391	-6,6152	1,1387
	1ºDif	-16,8090*	-2,5693	-1,9414	-1,6163	-6,8358	-6,8278	2,0175

Notas: (BGI) boi gordo brasileiro, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (N) equação do teste em nível, (I) equação do teste com intercepto, (IT) equação do teste com intercepto e tendência linear, (1ºDif) equação do teste na primeira diferença, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação de *Schwarz*, (*DW*) estatística *d* de *Durbin* e *Watson* e (*) significante estatisticamente ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados da tabela 6, obtidos com base nos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz*, sugerem que o número apropriado de defasagens do teste de cointegração entre os preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios é igual a três.

Tabela 6 – Número de defasagens do modelo vetorial autorregressivo sobre os logaritmos dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios em relação ao logaritmo dos preços futuros do boi gordo brasileiro

Série de Preços	Nº ótimo de defasagens	Critérios de Informação	
		<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
PAR	3	-11.4914 ⁽³⁾	-11.4110 ⁽³⁾
NAR	3	-11.3058 ⁽³⁾	-11.2254 ⁽³⁾
NUR	3	-13.0875 ⁽³⁾	12.9609 ⁽³⁾

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruguaio, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação de *Schwarz*, (ⁿ) número ótimo de defasagens conforme os critérios de informação.

Fonte: Dados da pesquisa.

Obtidas essas informações, o estudo segue com a verificação da existência de cointegração entre os preços a vista e futuros pelo teste traço de Johansen (1988), como mostra a tabela 7. Os resultados dos testes traço para cointegração rejeitaram a hipótese nula

de não haver nenhum vetor de cointegração entre as séries de preços futuros e a vista, com base em 5% de significância estatística.

Nesse sentido, o vetor de cointegração é tido como uma condição para existência de uma tendência estocástica comum entre as séries, o que pode corresponder a certos tipos de “equilíbrio” que ocorrem, segundo a teoria econômica (ENGLE; GRANGER, 1987; JOHANSEN, 1988). Assim sendo, esse resultado sugere um relacionamento comum no longo prazo entre as séries de preços.

Tabela 7 – Teste traço para verificação da cointegração entre os preços a vista e futuros

Série de Preços	Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste Traço		
			Traço	Valor Crítico (5%)	<i>p</i> – valor
PAR	0	0,0086	27,7305	25,8721	0,0291*
	1	0,0054	10,6958	12,5180	0,0989
NAR	0	0,0076	26,1439	25,8721	0,0463*
	1	0,0055	10,9575	12,5180	0,0899
NUR	0	0,0369	21,1417	15,4947	0,0063*
	1	0,0019	1,0030	3,8415	0,3166

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruguaio, (*) Denota rejeição da hipótese ao nível de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Após a constatação do relacionamento estocástico comum entre as séries de preços a vista e futuros no longo prazo, as tabelas 8 e 9 trazem a equação de cointegração e os parâmetros e estatísticas do modelo com correção de erro. A partir das informações contidas na tabela 8 e 9, pode-se verificar como os preços convergem no curto prazo.

Tabela 8 – Equação de cointegração entre os preços futuros e a vista

	PAR	NAR	NUR
α	-0,2358	-0,3079	-0,3237
β	-0,8116*	-0,7457*	-0,7958*
<i>Erro Padrão</i>	-0,1214	-0,1187	-0,0693
Estatística <i>t</i>	[-6.6902]	[-6.2860]	[-11.490]
Teste de Hipóteses	<i>Rejeita H₀</i>	<i>Rejeita H₀</i>	<i>Rejeita H₀</i>
	<i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruguaio

(*) significativo estatisticamente ao nível de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados da tabela 8 apontam para rejeição da hipótese nula de que o mercado futuro não é eficiente ($H_0 : \alpha \neq 0$ e $\beta < 0,70$). Porém, a hipótese alternativa de que o

mercado é eficiente não foi rejeitada ($H_0 : \alpha \neq 0$ e $\beta \geq 0,70$). Conforme exposto na equação 25 e 26, β , representado pelo vetor de cointegração, é tido como a elasticidade de ajustamento entre os preços no curto prazo, e α representa a velocidade de ajuste.

Assim sendo, o coeficiente β da primeira regressão de cointegração na tabela 8 sugere que, no curto prazo, a elevação no preço futuro do boi gordo brasileiro em 1% na BM&FBovespa movimenta, conjuntamente, (0,81%) o preço do novilho precoce argentino, (0,74%) o preço do novilho argentino, e (0,79%) o preço do novilho uruguaio, no mercado a vista.

Verificada a eficiência do mercado futuro, destaca-se que o modelo de correção de erro exposto na tabela 9 representa uma relação dinâmica entre os preços a vista e futuros, em que a correção do termo de erro (Z_{t-1}) incorpora ao modelo de longo prazo informações sobre os preços no curto prazo.

Tabela 9 – Modelos vetoriais autorregressivos com a inclusão do mecanismo de correção de erro

	PAR	NAR	NUR
Constante	0,0012 [1.5903]	0,0012 [1.5084]	0,0003 [0.9768]
Z_{t-1}	-0,0075 [-1.0263]	-0,0095 [-1.1876]	-0,0214 [-3.7980]
ΔS_{t-1}	-0,1765 [-4.0557]	-0,2134 [-4.8791]	0,2576 [6.4295]
ΔF_{t-1}	0,0566 [1.4032]	0,0411 [0.9866]	0,0658 [2.3950]
ΔS_{t-2}	0,0437 [0.6793]	0,0783 [1.1454]	0,3706 [9.2944]
ΔF_{t-2}	0,0630 [0.9792]	0,0282 [0.4110]	0,0104 [0.3745]
LV	1426,4470	1392,5510	1886,8480
AIC	-5,2903	-5,1641	-7,0050
SBC	-5,2424	-5,1162	-6,9571

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino e (NUR) novilho uruguaio, (LV) Log-verossimilhança, (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz e [...] Estatística t .
Fonte: Dados da pesquisa.

O número de coeficientes dos modelos com correção de erros estimados, significantes a 1% e 5% conforme os valores da estatística t , apresentados na tabela 9, sugere que os preços futuros são preditores não viesados dos preços a vista no curto prazo, o que, em teoria, permite uma “trava” ou proteção adequada dos preços no mercado futuro.

Os resultados apresentados na tabela 8 e 9 corroboram aqueles encontrados: no estudo de Abitante (2008), que avaliou a relação entre os mercados a vista e futuros do boi gordo e da soja no Brasil; de Moraes, Lima e Melo (2009), que verificaram a eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando cointegração; e, também, o de Silva Neto, Fraga e Marques (2010), que identificaram a existência de um relacionamento eficiente entre o mercado futuro e o mercado a vista do boi gordo no Estado de São Paulo, mesmo com a presença de prêmio ao risco.

Quando comparados os resultados do presente estudo aos da pesquisa de Kellard *et al.* (1999), nota-se que os indicadores de eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro, em relação ao mercado a vista do novilho precoce argentino e novilho uruguaio ($\beta = 0,81$ e $\beta = 0,79$), são superiores ao indicador máximo de eficiência do mercado futuro do boi gordo da CBOT ($\beta = 0,77$).

Conforme pode ser observado na tabela 8, apenas o indicador de eficiência entre o mercado futuro do boi gordo brasileiro e o mercado a vista do novilho argentino ($\beta = 0,74$) foi inferior ao indicador máximo de eficiência do boi gordo da CBOT do estudo de Kellard *et al.* (1999). No entanto, esse indicador também se posiciona acima do nível mínimo aceitável ($\beta \geq 0,70$) para não rejeição da hipótese alternativa de eficiência do mercado futuro, conforme exposto no item 3.1.

No entanto, diferentemente dos indicadores de eficiência dos estudos de Kellard *et al.* (1999), Abitante (2008), Moraes, Lima e Melo (2009), e Silva Neto, Fraga e Marques (2010), que foram estimados a partir da relação entre preços de *commodities* com as mesmas características ou especificações do contrato futuro, os indicadores de eficiência apresentados na tabela 8 compreendem apenas similaridades entre as *commodities* e os contratos.

Apesar de não serem fruto de estudos com ativos idênticos ao desta pesquisa, as comparações com investigações relacionadas a outras *commodities* têm por finalidade confrontar os resultados de pesquisas com objetivos semelhantes ao do presente estudo.

Nesse contexto, os resultados mostrados nas tabelas 8 e 9 divergem daqueles encontrados nas pesquisas de Kenourgios e Samitas (2004), que testaram a eficiência do mercado futuro de cobre da *London Metal Exchange* (LME), e de Alves, Duarte e Lima (2008), que apontaram que o mercado de álcool anidro no Brasil não pode ser considerado eficiente no período compreendido entre julho de 2000 e maio de 2006. Nesses estudos, entre os fatores que contribuíram para afirmar que esses mercados futuros não são eficientes, são destacadas as intervenções governamentais e a sazonalidade da oferta.

Em suma, após o teste de hipótese de eficiência do mercado futuro e sua respectiva análise, foram verificadas evidências de um relacionamento estocástico comum no longo prazo entre os preços a vista e futuros e de eficiência na predição dos preços dos novilhos de corte argentinos e uruguaios no curto prazo. Esses resultados sugerem que os contratos futuros de boi gordo brasileiro da BM&FBovespa são uma alternativa adequada de trava (ou proteção) de cotação-preço para os novilhos argentinos e uruguaios no mercado a vista.

5.6 A Hipótese de mitigação do risco no mercado futuro do boi gordo brasileiro

A hipótese de que a combinação simultânea entre o mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios e o mercado futuro do boi gordo brasileiro não é efetiva na mitigação do risco de preços foi testada a partir da aplicação de diferentes modelos de estimação da razão de *cross hedge* ótima, conforme justificativa exposta no item 4.2, que compreende a heterocedasticidade dos dados e os pressupostos teóricos dos métodos.

Nesse sentido, a efetividade do *cross hedging* foi estimada a fim de verificar o desempenho em mitigação do risco e determinar pela rejeição ou não das hipóteses. Em seguida, os resultados foram comparados com aqueles encontrados em outras pesquisas, com destaque para os estudos relacionados aos mercados futuros de *commodities* agrícolas.

A comparação com outras pesquisas tem por finalidade permitir uma melhor avaliação do desempenho do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro e dar suporte à discussão sobre os resultados atingidos pelo uso dos modelos de estimação da razão de *cross hedge* ótima na cobertura do risco de preços, isto é, considerando os pressupostos teóricos envolvidos na análise.

5.6.1 Proteção contra o risco pelo modelo *full hedging*

O modelo *full hedging*, que é tido como a estratégia mais simples de cobertura de risco, foi o primeiro a ser empregado no teste da hipótese de mitigação do risco de preços. São suposições desse modelo a disponibilidade total de informações e a equivalência entre o preço

futuro e preço a vista na data do vencimento do contrato. Daí o motivo da razão de *cross hedge* ser uma cobertura completa (ou seja, $ch=1$).

De acordo com a tabela 10, os resultados do teste dentro da amostra sugerem que o *cross hedging* é efetivo apenas na mitigação do risco de preços do novilho argentino ($e_{ch}=0,9853$). Porém, no teste fora da amostra, essa operação se mostrou efetiva na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos e uruguaios ($e_{ch}\cong 0,81$).

Pela estratégia de cobertura completa do modelo *full hedging*, apenas o *cross hedging* para o novilho precoce argentino não se apresentou efetivo em ambos os testes, atingindo valor em torno de 20% inferior ao mínimo aceitável no teste fora da amostra ($e_{ch}=0,6459$).

Tabela 10 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação da estratégia de cobertura completa (*full hedging*)

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0085	0,0005	0,0062
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7789^{nr}	0,9853*	0,7755^{nr}
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0924	0,0227	0,0789
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i>	<i>Rejeita H₀</i>	<i>Não Rejeita H₀</i>
	<i>Rejeita H₁</i>	<i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0003	0,0003	0,0003
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,6459^{nr}	0,8118*	0,8151*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0167	0,0167	0,0167
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i>	<i>Rejeita H₀</i>	<i>Rejeita H₀</i>
	<i>Rejeita H₁</i>	<i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados para efetividade do *cross hedging* apresentados na tabela 10 são superiores àqueles encontrados no estudo de Park e Jei (2010), que avaliaram o desempenho em mitigação do risco pelo uso do *full hedging* no mercado futuro do milho e da soja na CBOT. Nessa investigação, a efetividade em mitigação do risco para o milho e para a soja foi de 60% e 72% (teste dentro da amostra), e de 64% e 69% (teste fora da amostra), respectivamente.

Por outro lado, os testes fora da amostra para efetividade do *cross hedging*, realizados por Alexander e Barbosa (2005), com fundos de índices negociados em bolsa pela utilização

do *full hedging* com contratos futuros de índices de ações S&P500, apontaram para algo em torno de 82% de cobertura de risco, valores muito próximos aos da mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos uruguaios apresentados na tabela 10.

5.6.2 Proteção contra o risco pelo modelo de variância mínima

O primeiro modelo de regressão selecionado para estimação da razão de *cross hedge* ótima foi o modelo de variância mínima, que é embasado na teoria da maximização da utilidade esperada pela minimização do risco e, portanto, pressupõe a racionalidade do *hedger* e a não incorporação de novas informações ao longo do tempo. Os coeficientes e as estatísticas do modelo de variância mínima são expostos na tabela 11.

Tabela 11 – Razão de *cross hedge* pela aplicação do modelo de variância mínima (VM)

	PAR	NAR	NUR
Coeficientes do Modelo de VM			
α	0,1348	0,1884	0,3237
ch	0,8907*	0,8377*	0,7961*
Estatísticas do Modelo de VM			
<i>Estatística F</i>	2075,7250	1836,4470	4065,5640
<i>p-valor (F)</i>	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,7942	0,7734	0,8831
$R^{2Ajustado}$	0,7938	0,7730	0,8829
<i>LV</i>	539,4479	539,4709	781,5838
<i>AIC</i>	-1,9905	-1,9906	-2,8873
<i>SBC</i>	-1,9747	-1,9747	-2,8715
<i>DW</i>	0,0571	0,0579	0,0437

Notas: (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (*ch*) é a razão de *cross hedge* ótima, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (*LV*) Log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação de *Schwarz*, (*DW*) estatística *d* de *Durbin* e *Watson* e (*) significativo estatisticamente ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a tabela 11, a razão de *cross hedge*, a qual define a proporção ótima de contratos futuros, que minimiza a variância da posição no mercado a vista, foi de, aproximadamente, 0,89 para novilho precoce argentino, 0,84 para o novilho argentino e 0,80 para o novilho uruguaio, sendo essas significantes ao nível de 1%.

As estatísticas *F* e R^2 das regressões sugerem um bom ajuste dos modelos de variância mínima, porém as estatísticas *d* de *Durbin* e *Watson*, com valores distantes a 2, dão indícios

de uma relação sucessiva entre resíduos (ou autocorrelação). Na tabela 12, são expostas as estimativas de efetividade do *cross hedging* do teste dentro e fora da amostra pela aplicação das razões de *cross hedge* do modelo de variância mínima.

Tabela 12 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo de variância mínima

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0081	0,0009	0,0043
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7912^{nr}	0,9752*	0,8436*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0898	0,0295	0,0659
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0002	0,0002	0,0002
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,7190^{nr}	0,8679*	0,8828*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0149	0,0140	0,0133
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados dos testes dentro e fora da amostra sugerem que o *cross hedging* pela aplicação da razão ótima estimada pelo modelo de variância mínima é efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} > 0,86$) e uruguaio ($e_{ch} > 0,84$). Os testes apontaram, porém, que o *cross hedging* não é efetivo para o novilho precoce argentino ($e_{ch} < 0,80$).

O desvio-padrão da efetividade do *cross hedging* no teste fora da amostra não apresenta riscos significativos à mitigação do risco. O mesmo não se aplica aos testes dentro da amostra. No entanto, é importante ressaltar que o desvio-padrão mais acentuado no teste dentro da amostra se deve, principalmente, ao horizonte de 540 semanas do teste. O mesmo se aplica aos testes com os demais modelos de estimação da razão de *cross hedge*.

Os resultados do teste dentro da amostra para o novilho argentino, utilizando-se a razão de *cross hedge* ótima obtida pelo modelo de variância mínima, são próximos aos de Brinker *et al.* (2009) para grãos de milho secos procedentes de destilarias de etanol de diferentes regiões produtoras dos Estados Unidos (Atlanta/GA, Boston/MA, Buffalo/NY e Chicago/IL) com contratos futuros de milho da CBOT.

No entanto, de acordo com Brinker *et al.* (2009), os testes apontaram para uma cobertura de risco inferior pela utilização da razão de *cross hedge* ótima com contratos futuros de óleo de soja da CBOT. Esse resultado assinala a importância da similaridade entre as especificações do contrato e as características do ativo a ser protegido, uma vez que a mitigação do risco pelo uso do contrato futuro do milho (principal matéria-prima destinada à produção de etanol nos Estados Unidos) foi em torno de 50% superior ao atingido pelo uso do contrato futuro da soja.

Sob o mesmo ponto de vista do presente estudo e da investigação de Brinker *et al.* (2009), Houston e Ames (1986) verificaram que a carência de contratos futuros não impedia que o gerenciamento do risco de preços fosse realizado por meio do *cross hedging* com contratos futuros de diferentes *commodities* agrícolas. Assim sendo, os resultados dos testes indicaram que a razão de *cross hedge* ótima com contratos futuros de farelo de soja, estimada pelo modelo de variância mínima, permitiu uma mitigação do risco de preços do glúten de milho próxima a 92% no mercado a vista.

Por outro lado, foi verificado que a cobertura do risco estimada pelo *cross hedging* no presente estudo é superior àquela atingida com o *hedging* padrão em outros mercados. Esse é o caso da pesquisa de Bera, Garcia e Roh (1997), que estimaram uma cobertura do risco de preços igual a 77% para o milho e 70% para a soja, do Estado de Illinois, Estados Unidos, com a razão de *hedge* de variância mínima com contratos futuros dessas *commodities* na CBOT.

5.6.3 Proteção contra o risco pelo modelo vetorial autorregressivo com correção do erro

Assim como o modelo de variância mínima, o modelo autorregressivo com correção de erro (*VEC*) corrobora os pressupostos da teoria da maximização da utilidade pela minimização do risco. Porém, diferentemente dos demais modelos que seguem essa teoria, esse modelo supõe que a cointegração entre as séries de preços a vista e futuros interfere na estimação de uma razão ótima. Daí a opção por sua aplicação na pesquisa.

Assim sendo, os números de defasagens dos modelos com correção de erro foram obtidos com base nos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz* (ver tabela 6). A seguir, são apresentadas na tabela 13 as equações das razões de *cross hedge* ótimas e os coeficientes e estatísticas dos modelos com correção de erro.

Conforme exposto na tabela 13, as razões de *cross hedge* obtidas a partir dos modelos com correção de erro foram de 0,8121 para novilho precoce argentino, 0,7459 para o novilho argentino e 0,7963 para o novilho uruguaio.

Tabela 13 – Razão de *cross hedge* pela aplicação dos modelos *VEC* (2)

	PAR	NAR	NUR
Equação do vetor de cointegração			
α	-0,2358	-0,3079	-0,3237
β	-0,8116*	-0,7457*	-0,7958*
Erro padrão	(-0,1214) [-6.6902]	(-0,1187) [-6.2860]	(-0,0693) [-11.490]
Coefficientes do Modelo <i>VEC</i> (2)			
Constante	0,0012 [1.5903]	0,0012 [1.5084]	0,0003 [0.9768]
Z_{t-1}	-0,0075 [-1.0263]	-0,0095 [-1.1876]	-0,0214 [-3.7980]
ΔS_{t-1}	-0,1765 [-4.0557]	-0,2134 [-4.8791]	0,2576 [6.4295]
ΔF_{t-1}	0,0566 [1.4032]	0,0411 [0.9866]	0,0658 [2.3950]
ΔS_{t-2}	0,0437 [0.6793]	0,0783 [1.1454]	0,3706 [9.2944]
ΔF_{t-2}	0,0630 [0.9792]	0,0282 [0.4110]	0,0104 [0.3745]
Estatísticas do Modelo			
<i>LV</i>	1426,4470	1392,5510	1886,8480
<i>AIC</i>	-5,2903	-5,1641	-7,0050
<i>SBC</i>	-5,2424	-5,1162	-6,9571
Equação da Razão de <i>Cross Hedge</i>			
σ_{sf}	0,0543	0,0516	0,0508
σ_{ff}	0,0669	0,0692	0,0638
<i>ch</i>	0,8121	0,7462	0,7963

Notas: (*VEC*) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (*PAR*) novilho precoce argentino, (*NAR*) novilho argentino, (*NUR*) novilho uruguaio, (*LV*) Log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação de *Schwarz*, [...] estatística *t*, (*) significativo estatisticamente ao nível de 1%, (σ_{sf}) é a covariância entre os preços a vista e futuros, (σ_{ff}) é a variância dos preços futuros e, (*ch*) é a razão de *cross hedge* ótima.

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a tabela 14, os resultados dos testes dentro e fora da amostra pelo uso das razões de *cross hedge* estimadas pelo modelo com correção de erro sugerem que o mercado futuro do boi gordo brasileiro é efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} > 0,89$) e uruguaio ($e_{ch} > 0,84$). No entanto, o *cross hedging* não se apresentou efetivo na cobertura do risco do novilho precoce argentino ($e_{ch} < 0,80$).

Especificamente, no teste dentro da amostra, vale destacar a efetividade significativa do *cross hedging* para os novilhos argentinos ($e_{ch} < 0,97$). Nesse caso, a cobertura do risco foi muito próxima àquela obtida pela aplicação das razões de *cross hedge* ótima do modelo de variância mínima.

Tabela 14 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erro – VEC (2)

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0107	0,0010	0,0043
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7235^{nr}	0,9726*	0,8436*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,1034	0,0310	0,0659
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0002	0,0002	0,0002
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,7664^{nr}	0,8952*	0,8828*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0136	0,0125	0,0133
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados dos testes dentro e fora da amostra apresentados na tabela 14 são consistentes com aqueles encontrados em outras investigações que também utilizaram a razão ótima estimada pelo modelo com correção de erro, entre as quais, destacam-se as de Kumar, Singh e Pandey (2008), com contratos futuros de soja e ouro no mercado futuro indiano, e de Casillo (2004), com futuros de índices de ações do mercado de derivativos italiano.

Nesses estudos, a mitigação do risco chegou a, aproximadamente, 90%. Porém, apesar da proximidade dos resultados em termos de desempenho em mitigação do risco, destaca-se que os estudos de Casillo (2004) e Kumar, Singh e Pandey (2008) avaliaram a efetividade do *hedging* padrão, enquanto o presente estudo testa a hipótese no âmbito do *cross hedging*.

5.6.4 Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico diagonal *vech*

A aplicação dos modelos heterocedásticos neste estudo se deve às evidências de heterocedasticidade das séries de preços (ver apêndice A) e ao alinhamento desses modelos à concepção da teoria da utilidade pela minimização da volatilidade da riqueza. Nesse sentido, diferentemente da abordagem da maximização da utilidade pela minimização do risco, essa teoria não pressupõe a racionalidade dos *hedgers* e nem a disponibilidade absoluta de informações, isto é, considera que novas informações são incorporadas ao longo do tempo.

Assim sendo, o primeiro modelo heterocedástico selecionado para estimação das razões de *cross hedge* foi o modelo de heterocedasticade condicional autorregressiva generalizada bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991) (sigla em inglês, *VECH*). As matrizes de covariância e variância, que são parte da equação da razão de *cross hedge* ótima, são expostas na tabela 15.

Tabela 15 – Razão de *cross hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico *VECH*

	PAR	NAR	NUR
Coefficientes do Modelo <i>VECH</i> (1,1)			
c_{11}	0,0001*	0,0001*	0,0000*
c_{12}	0,0000 ^(ns)	-0,0001*	0,0000 ^(ns)
c_{22}	0,0001*	0,0002*	0,0001*
α_{11}	0,8325*	0,7974*	0,9678*
α_{12}	0,8312*	0,8995*	0,9654*
α_{22}	0,8307*	1,0675*	0,9583*
β_{11}	0,1912*	0,3543*	0,0379 ^(ns)
β_{12}	0,1903*	0,2925*	0,0345 ^(ns)
β_{22}	0,1881*	0,1999*	0,0362 ^(ns)
ν	583,8817	8,9716	933,9528
Estatísticas do Modelo <i>VECH</i>			
<i>LV</i>	1788,4810	1607,0060	2003,3460
<i>AIC</i>	-6,5796	-5,9074	-7,3729
<i>SBC</i>	-6,4842	-5,8121	-7,2800
Equação da Razão de <i>Cross Hedge</i>			
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0453	0,0416	0,0408
$Var(\Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0589	0,0553	0,0575
<i>ch</i>	0,7690	0,7531	0,7096

Notas: (*VECH*) modelo de heterocedasticade condicional autorregressiva generalizada bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (*LV*) Log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação de *Schwarz*, (ν) coeficiente da distribuição *t*, (*) significante estatisticamente ao nível de 1%, ^(ns) não significante estatisticamente, (Ω_{t-1}) é a matriz de covariância condicional, $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$ é a covariância entre os preços a vista e futuros, $Var(\Delta F_{t-1})$ é a variância dos preços futuros e, (*ch*) é a razão de *cross hedge* ótima.

Fonte: Dados da pesquisa.

O apêndice B apresenta os gráficos com o comportamento das razões de *cross hedge* variáveis no tempo e ótimas, estimadas pela aplicação do modelo *VECH*, enquanto os apêndices C, D e E referem-se aos gráficos da covariância e variâncias condicionais dos preços a vista e futuros.

Conforme exposto na tabela 15, as razões de *cross hedge* ótimas estimadas pelo modelo *VECH* foram de, aproximadamente, 0,76 e 0,71 para os novilhos argentinos e uruguaios, enquanto que, para o novilho precoce argentino, a razão ótima é próxima a 0,77. Sobre os parâmetros do modelo *VECH*, destaca-se, ainda, que esse atingiu 82% dos coeficientes com significância estatística nível de 1%.

Entre os modelos *VECH* estimados, ressalta-se o da estimativa da razão de *cross hedge* ótima do novilho argentino, cujos coeficientes são significativos ao nível de 1%. Os resultados dos testes dentro e fora da amostra para a efetividade do *cross hedging* estimada a partir do uso das razões ótimas do modelo *VECH* são apresentados na tabela 16.

Tabela 16 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico *VECH*

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0086	0,0019	0,0045
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7768^{nr}	0,9469*	0,8375*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0929	0,0432	0,0672
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0002	0,0002	0,0001
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,7906^{nr}	0,8932*	0,9069*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0128	0,0126	0,0119
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados do teste dentro da amostra dão indícios de que o mercado futuro do boi gordo brasileiro é efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} \cong 0,95$) e uruguaios ($e_{ch} \cong 0,84$), mas não é efetivo para o novilho precoce argentino ($e_{ch} < 0,80$).

Assim como no teste anterior, o teste fora amostra sugere que o *cross hedging* é efetivo na proteção contra o risco de preços dos novilhos argentinos e uruguaios ($e_{ch} \cong 0,90$). Porém, apesar de ter atingido um valor próximo ao mínimo aceitável para rejeição da hipótese nula para mitigação do risco, o *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo não pode ser considerado efetivo para o novilho precoce argentino ($e_{ch}=0,79$).

A partir de testes dentro da amostra, Bera, Garcia e Roh (1997) avaliaram a capacidade de cobertura do risco dos contratos futuros de milho e soja da CBOT com padrões idênticos aos das *commodities* no mercado a vista do Estado de Illinois, Estados Unidos.

Neste estudo, a razão de *hedge* ótima estimada pelo modelo *VECH* foi de 0,93 para o milho e 0,98 para a soja, e sua efetividade em mitigação do risco foi de, aproximadamente, 79% para ambas as *commodities*. Esse resultado é próximo ao atingido pelo *cross hedging* para o novilho precoce argentino, porém é 15% e 5,6% menor que a cobertura do risco de preços do *cross hedging*, com futuros de boi gordo brasileiro para os novilhos argentinos e uruguaios, respectivamente (ver tabela 16).

Por outro lado, foi verificado que os resultados do teste fora da amostra da tabela 16, para o *cross hedging* dos novilhos argentinos e uruguaios, são próximos aos encontrados no estudo de Cotter e Hanly (2006) para cobertura do risco das carteiras teóricas representadas por índices de ações de bolsas norte-americanas, europeias e asiáticas. Nesse estudo, pelo uso da razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo *VECH*, foi atingida aproximadamente 90% de cobertura de risco das carteiras teóricas. Fizeram parte da avaliação os seguintes contratos de índices de ações: dos Estados Unidos (S&P500 e Dow Jones), da Europa (DAX 30 KURS, CAC 40 e Financial Times 100) e da Ásia (Hang Seng e Nikkei 225).

Em suma, os testes dentro e fora da amostra sugerem que o *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro com a razão ótima estimada pelos modelos *VECH* é efetivo na proteção contra o risco dos preços dos novilhos argentinos e uruguaios, e atinge níveis muito próximos aos aceitáveis em efetividade para o novilho precoce argentino.

5.6.5 Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico de correlação condicional constante

Caracterizado pela estimação por um número menor de parâmetros que o modelo *VECH*, e pela imposição às restrições de correlação constante, em que as covariâncias

derivam, exclusivamente, das variâncias condicionais das séries, o modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990) (sigla, CCC) foi o segundo modelo heterocedástico a ser selecionado para estimação das razões de *cross hedge* ótimas.

As matrizes de covariância e variância, que fazem parte da equação da razão de *cross hedge* ótima, bem como os coeficientes das regressões e as estatísticas dos modelos CCC estimados são mostrados na tabela 17.

O apêndice F apresenta os gráficos com o comportamento das razões de *cross hedge* variáveis no tempo e ótimas, estimadas pela aplicação do modelo CCC, enquanto os apêndices G, H e I referem-se aos gráficos da covariância e variâncias condicionais dos preços a vista e futuros.

Conforme exposto na tabela 17, as razões de *cross hedge* estimadas pelo modelo CCC foram de, aproximadamente, 0,85 e 0,73 para os novilhos argentinos e uruguaios, enquanto que, para o novilho precoce argentino, a razão de *cross hedge* ótima é próxima a 0,90.

Tabela 17 – Razão de *cross hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico CCC

	PAR	NAR	NUR
Coefficientes do Modelo CCC (1,1)			
c_f	0,0005**	0,0004***	0,0007***
a_f	1,4181**	1,2036***	2,6189***
β_f	0,2627*	0,3337*	-0,1914*
c_s	0,0011**	0,0007***	0,0013***
a_s	2,7090**	2,1448***	2,3906***
β_s	-0,3390*	-0,1423 ^(ns)	-0,0819 ^(ns)
ρ_{fs}	0,9595*	0,9527*	0,9897*
ν	3,7723	4,1024	3,4813
Estatísticas do Modelo CCC			
LV	1226,5890	1217,6080	1590,4090
AIC	-4,5059	-4,4726	-5,8534
SBC	-4,4264	-4,3931	-5,7739
Equação da Razão de Cross Hedge			
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0371	0,0342	0,0347
$Var(\Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0415	0,0403	0,0478
ch	0,8934	0,8484	0,7267

Notas: (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruaio, (LV) log-verossimilhança, (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz, (ν) coeficiente da distribuição t , (*) significante estatisticamente ao nível de 1%, (**) significante estatisticamente ao nível de 5%, (***) significante estatisticamente ao nível de 10%, ^(ns) não significante estatisticamente, (Ω_{t-1}) é a matriz de covariância condicional, $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$ é a covariância entre os preços a vista e futuros, $Var(\Delta F_{t-1})$ é a variância dos preços futuros e, (ch) é a razão de *cross hedge* ótima.

Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre os parâmetros do modelo *CCC*, apenas dois coeficientes não apresentaram significância estatística. Entre os modelos *CCC* estimados, destaca-se o da estimativa da razão de *cross hedge* ótima do novilho precoce argentino, cujos coeficientes são significativos ao nível de 1% e 5%.

Conforme a tabela 18, para o teste dentro da amostra, o *cross hedging* pela aplicação das razões ótimas obtidas a partir dos modelos *CCC* mostrou-se efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} \cong 0,98$) e uruguaios ($e_{ch} \cong 0,84$). Não é considerado efetivo, porém, para o novilho precoce argentino ($e_{ch} = 0,79$), mesmo estando muito próximo ao mínimo aceitável ($e_{ch} = 0,80$).

Os resultados da tabela 18 para o teste fora da amostra também sugerem que o *cross hedging* com futuros de boi gordo brasileiro, pelo uso das razões ótimas estimadas pelos modelos *CCC*, é efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} \cong 0,87$) e uruguaios ($e_{ch} \cong 0,90$). Porém, também apontou que o *cross hedging* não é efetivo para o novilho precoce argentino ($e_{ch} = 0,71$), com valores bem abaixo do mínimo aceitável ($e_{ch} = 0,80$), do teste de hipóteses.

Tabela 18 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico *CCC*

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0081	0,0008	0,0044
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7912^{nr}	0,9777*	0,8403*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0898	0,0280	0,0666
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0002	0,0002	0,0001
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,7173^{nr}	0,8645*	0,9024*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0149	0,0142	0,0121
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Zanotti, Gabbi e Geranio (2010) também utilizaram o modelo *CCC* para estimar a razão de *hedge* ótima de derivativos. Nessa investigação, a razão ótima foi aplicada aos

contratos futuros de eletricidade com a finalidade de reduzir a variância em um período caracterizado por volatilidade elevada, em três mercados europeus de eletricidade (mais precisamente, Nord Pool, EEX e Powernext).

Os testes dentro e fora da amostra realizados por Zanotti, Gabbi e Geranio (2010) apontaram para uma mitigação do risco em torno de 10%. Esse percentual é bem inferior ao atingido para os novilhos argentinos e uruguaios pela utilização da razão de *cross hedge* ótima com contratos futuros do boi gordo brasileiro.

Porém, sugere-se que a diferença entre o desempenho em cobertura do risco da investigação de Zanotti, Gabbi e Geranio (2010) com a apresentada nos testes da tabela 18 pode ser creditada ao fato de que o primeiro foi realizado em mercados que ainda não atingiram maturidade suficiente para uma precificação adequada. Agrega-se também a problemática de um mercado recente, com um pequeno número de participantes e volatilidade elevada no tempo.

Diferentemente do estudo de Zanotti, Gabbi e Geranio (2010), pode-se destacar, no presente estudo, que, apesar das diferenças entre os padrões contratuais do derivativo do boi gordo brasileiro com os novilhos argentinos e uruguaios, tem-se uma maior maturidade do mercado futuro do boi gordo brasileiro e uma volatilidade de preços inferior à do mercado de eletricidade europeu.

Em se tratando de pesquisas relacionadas a *commodities* agrícolas, destaca-se o estudo de Bera, Garcia e Roh (1997), que investigaram a redução do risco do milho e da soja produzido no Estado de Illinois, Estados Unidos, a partir da negociação com derivativos de milho e soja da CBOT. Nesse estudo, a razão de *hedge* ótima estimada pelo modelo *CCC* foi de 0,93 para o milho e 0,98 para a soja, enquanto a efetividade em mitigação do risco obtida a partir dos testes dentro da amostra foi de, aproximadamente, 77% para ambas as *commodities*. Esses resultados também são inferiores àqueles conseguidos pelo *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo para os novilhos argentinos e uruguaios, conforme pode ser verificado na tabela 18.

5.6.6 Proteção contra o risco pelo modelo heterocedástico diagonal *bekk*

O teste da hipótese de mitigação do risco tem sequência com a aplicação do modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e

Engle e Kroner (1995) (sigla, *BEKK*). Esse modelo se caracteriza pelo uso mínimo de parâmetros, mesmo sem a imposição de restrições de equações cruzadas que determinem a definição positiva para os valores dos parâmetros.

As matrizes de covariância e variância que fazem parte da equação da razão de *cross hedge* ótima, assim como os coeficientes as estatísticas dos modelos *BEKK*, são apresentados na tabela 19. O apêndice J apresenta os gráficos com o comportamento das razões de *cross hedge* variáveis no tempo e ótimas, estimadas pela aplicação do modelo *BEKK*, enquanto os apêndices K, L e M referem-se aos gráficos da covariância e variâncias condicionais dos preços a vista e futuros.

Conforme exposto na tabela 19, as razões de *cross hedge* estimadas pelo modelo *BEKK* foram de, aproximadamente, 0,72 e 0,71 para os novilhos argentinos e uruguaios, respectivamente, enquanto que, para o novilho precoce argentino, é próxima a 0,77. Sobre os parâmetros dos modelos *BEKK*, destaca-se, ainda, que todos os coeficientes são significativos ao nível de 1%.

Tabela 19 – Razão de *cross hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico *BEKK*

	PAR	NAR	NUR
Coefficientes do Modelo <i>BEKK</i> (1,1)			
c_{11}	0,0001*	0,0001*	0,0000*
c_{22}	0,0001*	0,0001*	0,0001*
α_{11}	0,9083*	0,9080*	0,9804*
α_{22}	0,9083*	0,9082*	0,9755*
β_{11}	0,4452*	0,4543*	-0,2587*
β_{22}	0,4419*	0,4492*	-0,2595*
ν	286,9177	367,6762	212,494
Estatísticas do Modelo <i>BEKK</i>			
LV	1787,0240	1775,9270	1999,6780
AIC	-6,5853	-6,5442	-7,3754
SBC	-6,5137	-6,4726	-7,3014
Equação da Razão de <i>Cross Hedge</i>			
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0453	0,0425	0,0407
$Var(\Delta F_{t-1} \Omega_{t-1})$	0,0589	0,0588	0,0573
ch	0,7687	0,7221	0,7108

Notas: (*BEKK*) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (LV) log-verossimilhança, (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz, (ν) coeficiente da distribuição t , (*) significante estatisticamente ao nível de 1%, (Ω_{t-1}) é a matriz de covariância condicional, $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$ é a covariância entre os preços a vista e futuros, $Var(\Delta F_{t-1})$ é a variância dos preços futuros e, (ch) é a razão de *cross hedge* ótima.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores dos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz*, conforme apresentado na tabela 19, sugerem o melhor ajuste desses quando comparados àqueles dos modelos heterocedásticos *VECH* e *CCC*, deste estudo. A aplicação das razões de *cross hedge* ótimas obtidas a partir dos modelos *BEKK* atingiu resultados significativos em mitigação do risco, como pode ser observado na tabela 20.

Nota-se, no teste dentro da amostra, que o *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro é efetivo na mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos ($e_{ch} \cong 0,93$) e uruguaios ($e_{ch} \cong 0,84$). O mesmo se aplica para o teste fora da amostra, em que foi estimada uma efetividade ($e_{ch} \cong 0,90$) para ambos.

Por outro lado, apesar de ter atingido um valor próximo ao mínimo aceitável para rejeição da hipótese para mitigação do risco, o *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo pelo uso da razão ótima do modelo *BEKK* não pode ser considerado efetivo para o novilho precoce argentino.

Tabela 20 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro pela aplicação do modelo heterocedástico *BEKK*

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0086	0,0024	0,0045
$var(U)$	0,0386	0,0351	0,0278
e_{ch}	0,7767^{nr}	0,9326	0,8377
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0929	0,0486	0,0671
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Parâmetros da Equação	PAR	NAR	NUR
$var(H)$	0,0002	0,0001	0,0001
$var(U)$	0,0008	0,0015	0,0015
e_{ch}	0,7907^{nr}	0,9018*	0,9066*
$\sigma_{e_{ch}}$	0,0128	0,0121	0,0119
Teste de Hipóteses	<i>Não Rejeita H₀</i> <i>Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>	<i>Rejeita H₀</i> <i>Não Rejeita H₁</i>

Notas: $var(H)$ é a variância mínima da carteira protegida, $var(U)$ é a variância da carteira não protegida, (e_{ch}) é a efetividade do *cross hedging*, (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruaio, (^{nr}) não rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$ e, (*) rejeita a hipótese nula $e_{ch} < 0,80$ e não rejeita a hipótese alternativa $e_{ch} \geq 0,80$.

Fonte: Dados da pesquisa.

Chen e Sutcliffe (2007) também avaliaram a efetividade do *cross hedging* em mercados futuros com derivativos com características distintas àquelas dos ativos no mercado a vista. Nessa investigação, foi avaliado o desempenho em cobertura do risco de uma carteira teórica de ações de empresas petrolíferas representadas pelo índice *Amex Oil*, por uma razão

de *cross hedging* ótima estimada pelo modelo *BEKK*, com contratos futuros de petróleo bruto da *New York Mercantile Exchange* (sigla, *Nymex*) e do índice S&P500. Pelo uso específico do contrato futuro de petróleo bruto *Nymex*, foi atingido 11,52% de mitigação do risco, enquanto que, com o contrato futuro do índice S&P500, chegou a 20,27% de proteção.

Foi também avaliado o *cross hedging* mixto (ou seja, com contratos futuros de petróleo bruto *Nymex* e do índice S&P500). Nesse teste, a efetividade em cobertura de risco foi de 37,91%, proteção considerada pelos autores como significativa, dadas as diferenças entre a carteira teórica de ações de empresas petrolíferas com os contratos futuros de petróleo bruto da *Nymex* e do índice S&P500.

Nessa linha de pesquisa, Boutouria e Abid (2010), a partir do uso da razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo *BEKK*, com contratos futuros de cobre da *London Metal Exchange* (LME), estimaram por testes fora da amostra, aproximadamente, 83% de cobertura do risco. Assim como no presente estudo, destaca-se a similaridade entre os mercados envolvidos no teste e a capacidade de mitigação do risco do *cross hedging*.

5.7 Identificação do modelo de estimação com melhor ajuste

Após os testes de hipóteses para mitigação do risco, os modelos foram avaliados com base nos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz* quanto ao melhor ajuste (ou parcimônia), conforme exposto na tabela 21.

Segundo Gujarati (2011), esses critérios impõem penalidades ao acréscimo de regressores e, dessa forma, tem-se um *trade-off* entre a qualidade do ajustamento e a complexidade dos modelos, que é verificada pelo número de regressores.

Ao comparar os modelos na tabela 21, verificou-se que aquele que apresenta melhor ajuste é o modelo heterocedástico *BEKK*, uma vez que esse apresentou os menores valores para os critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz*. O segundo modelo que apresentou melhor ajuste foi o modelo *VECH*, com valores dos critérios de informação muito próximos aos do modelo *BEKK*.

Tabela 21 – Valores dos critérios de informação para os modelos de regressão

Modelo	Critério de Informação	PAR	NAR	NUR
<i>VM</i>	<i>AIC</i>	-1,9905	-1,9906	-2,8873
	<i>SBC</i>	-1,9747	-1,9747	-2,8715
<i>VEC</i>	<i>AIC</i>	-5,2903	-5,1641	-7,0050
	<i>SBC</i>	-5,2424	-5,1162	-6,9571
<i>VECH</i>	<i>AIC</i>	-6,5796	-5,9074	-7,3729
	<i>SBC</i>	-6,4842	-5,8121	-7,2800
<i>CCC</i>	<i>AIC</i>	-4,5059	-4,4726	-5,8534
	<i>SBC</i>	-4,4264	-4,3931	-5,7739
<i>BEKK</i>	<i>AIC</i>	-6,5853*	-6,5442*	-7,3754*
	<i>SBC</i>	-6,5137*	-6,4726*	-7,3014*

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (*AIC*) critério de informação de Akaike, (*SBC*) critério de informação de Schwarz, (*VM*) modelo de variância mínima, (*VEC*) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (*VECH*) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech*, (*CCC*) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante, (*BEKK*) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* e, (*) Modelo com melhor ajuste.

Fonte: Dados da Pesquisa

Apesar da importância da verificação da parcimônia de um modelo de regressão quanto ao número de parâmetros, e o seu “equilíbrio” estatístico quanto aos critérios de informação, isso não garante ao mesmo um desempenho superior aos demais, ou seja, uma razão de *cross hedge* estimada por uma estratégia considerada mais simples pode apresentar resultados superiores em termos de efetividade.

Assim sendo, a seguir, os modelos de estimação aplicados à estimação da razão de *cross hedge* ótima são comparados quanto ao desempenho em mitigação do risco, nos testes dentro e fora da amostra.

5.8 Desempenho do *cross hedging* em mitigação do risco: testes dentro e fora da amostra

Com a finalidade de avaliar quais modelos de estimação das razões de *cross hedge* apresentaram melhor desempenho em mitigação do risco, nos testes dentro e fora da amostra, são apresentadas, na tabela 22, as efetividades do *cross hedging* e as respectivas ordens de desempenho dos modelos.

O teste dentro da amostra é importante para a avaliação do desempenho do *cross hedging* e caracteriza-se por apresentar resultados com base em riscos já estimados. Por outro lado, o teste fora da amostra baseia-se em um “passo à frente”, ou seja, na previsibilidade da mitigação do risco pela aplicação da razão de *cross hedge* ótima estimada.

Conforme exposto na tabela 22, no teste dentro da amostra, a razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo de variância mínima foi aquela que apresentou melhor desempenho em mitigação de risco de preços do novilho precoce argentino e do novilho uruguaio. Nesse teste, a exceção foi a cobertura do risco do novilho argentino, em que o *full hedging* foi superior aos demais modelos.

Porém, de acordo com a tabela 22, no teste fora da amostra, as razões de *cross hedge* estimadas pelos modelos *BEKK* foram aquelas que apresentaram maior efetividade em mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos, incluindo o novilho precoce. A exceção foi o desempenho superior em cobertura do risco do novilho uruguaio, cuja razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo *VECH* se apresentou mais efetiva. No caso do novilho uruguaio, o modelo *BEKK* foi o segundo colocado em desempenho na mitigação do risco, com diferença mínima em relação ao modelo *VECH*.

Tabela 22 – Efetividade do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro

Teste dentro da amostra (jan. 2002 - maio 2012)			
Modelo	PAR	NAR	NUR
<i>FH</i>	0,7789 ^(3º)	0,9853^(1º)	0,7755 ^(5º)
<i>VM</i>	0,7912^(1º)	0,9752 ^(3º)	0,8436^(1º)
<i>VEC</i>	0,7234 ^(6º)	0,9726 ^(4º)	0,8436 ^(2º)
<i>VECH</i>	0,7768 ^(4º)	0,9469 ^(5º)	0,8375 ^(4º)
<i>CCC</i>	0,7912 ^(2º)	0,9777 ^(2º)	0,8403 ^(2º)
<i>BEKK</i>	0,7767 ^(5º)	0,9326 ^(6º)	0,8377 ^(3º)
Teste fora da amostra (jun. 2012 - jun. 2013)			
Modelo	PAR	NAR	NUR
<i>FH</i>	0,6459 ^(6º)	0,8118 ^(6º)	0,8151 ^(6º)
<i>VM</i>	0,7190 ^(4º)	0,8679 ^(4º)	0,8828 ^(4º)
<i>VEC</i>	0,7664 ^(3º)	0,8952 ^(2º)	0,8828 ^(5º)
<i>VECH</i>	0,7906 ^(2º)	0,8932 ^(3º)	0,9069^(1º)
<i>CCC</i>	0,7173 ^(5º)	0,8645 ^(5º)	0,9024 ^(3º)
<i>BEKK</i>	0,7907^(1º)	0,9018^(1º)	0,9066 ^(2º)

Notas: (PAR) novilho precoce argentino, (NAR) novilho argentino, (NUR) novilho uruguaio, (*FULL*) *hedge* completo, (*VM*) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (*VEC*) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (*VECH*) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (*CCC*) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (*BEKK*) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e Engle e Kroner (1995) e, (^{nº}) Ordem de desempenho em efetividade pela mitigação do risco – na coluna.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados para os testes fora da amostra, conforme apresentado na tabela 22, referente à mitigação do risco de preços conseguida pela aplicação de razões de *cross hedge* estimadas pelos modelos heterocedásticos *BEKK* e *VECH*, são coerentes com os resultados da

tabela 21, que sugerem que os modelos heterocedásticos *BEKK* e *VECH* são os de melhor ajuste, segundo os critérios de informação.

Em virtude de o teste fora da amostra caracterizar-se por um passo à frente, esse é tido pela literatura relacionada à administração do risco em mercados futuros como um teste fundamental para avaliar, empiricamente, a efetividade do *cross hedging* em mitigação do risco, pelo uso das razões ótimas dos modelos de estimação.

Os resultados da presente pesquisa corroboram aqueles encontrados nos estudos de Casillo (2004), Chouldhry (2004), Yang e Allen (2004), Park e Jei (20010) e Zanotti, Gabbi e Geranio (2010), que evidenciaram que os modelos heterocedásticos, além de apresentarem melhor ajuste, são superiores aos modelos *full hedging* e de variância mínima, em termos mitigação do risco em operações *hedging* e *cross hedging* em mercados futuros.

Por outro lado, destaca-se que, como nos estudos de Cotter e Hanly (2006), Kumar, Singh e Pandey (2008), Boutouria e Abid (2010) e Harris, Shen e Stoja (2010), as diferenças em mitigação do risco do *cross hedging*, pelo uso das razões ótimas estimadas pelos modelos de variância mínima, de correção de erro e heterocedásticos, são pouco significativas.

Fato é que os testes empíricos realizados no presente estudo sugerem que a semelhança entre os padrões dos contratos futuros do boi gordo brasileiro no mercado futuro da BM&FBovespa com as características dos novilhos argentinos e uruguaios no mercado físico (ou a vista) foram mais importantes do que a escolha do modelo de estimação da razão de *cross hedge* ótima, isto é, no que se refere à rejeição da hipótese nula e não rejeição da hipótese alternativa de mitigação do risco.

Em conjunto com esse argumento, vale destacar que os resultados dos testes dentro e fora amostra, pela aplicação das razões de *cross hedge* dos modelos estimação selecionados para este estudo, sugerem que o *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro é altamente efetivo para mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos e uruguaios. Apenas para o novilho precoce não foi atingido níveis de cobertura do risco significativos ao ponto de apontar para uma alta efetividade do *cross hedging*.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A administração do risco de preços na cadeia produtiva da carne bovina é um constante desafio para seus agentes econômicos, independentemente do elo de atuação. Destarte, os contratos futuros se destacam como potenciais mitigadores do risco da volatilidade de preços no mercado a vista.

Nesse contexto, apesar da relevância do mercado da carne bovina para a Argentina e o Uruguai, até o início desta pesquisa, esses países careciam de contratos derivados da bovinocultura de corte para negociação em bolsa de futuros local. Em outro patamar, o contrato futuro do boi gordo brasileiro colocava-se como o derivativo com maior liquidez do mercado futuro de *commodities* agrícolas da BM&FBovespa. No entanto, apesar de ser uma referência local de preços para o mercado da carne bovina, o contrato futuro do boi gordo brasileiro da BM&FBovespa não apresenta demanda significativa a nível regional, por produtores, frigoríficos e comerciantes de outros países, como o caso da Argentina e Uruguai.

Diante dessa problemática, este trabalho objetivou **verificar se é possível mitigar o risco da volatilidade de preços no mercado a vista dos novilhos de corte argentinos e uruguaios por meio do *cross hedging* no mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa.**

Adicionam-se aos fatores que justificam a construção do objetivo principal os seguintes pontos de relevância e originalidade: a) a verificação da efetividade do *cross hedging* com contratos futuros de uma *commodity* brasileira (boi gordo), na mitigação do risco de *commodities* com características similares, produzidas em outros países (novilhos argentinos e uruguaios); b) as publicações que abordam a efetividade do *cross hedging* na administração do risco de preços de *commodities* agrícolas produzidas no Brasil se utilizam exclusivamente de modelos de estimação da razão de *cross hedge* ótima baseados na concepção estática de cobertura, ignorando por completo a heterocedasticidade, que é comum nas séries financeiras (as características dos dados foi um dos fatores que levaram a opção pela aplicação dos modelos heterocedásticos); e c) o desempenho em mitigação do risco de preços dos novilhos argentinos e uruguaios apontado pelos testes dentro e fora da amostra pode contribuir para o aumento da liquidez do contrato futuro do boi gordo brasileiro da BM&FBovespa.

Ao buscar atender o objetivo principal, foi verificada a seguinte hipótese: a busca da mitigação do risco de preços não é efetiva quando utilizada a combinação simultânea entre o mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios e o mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa. Nesse sentido, as aplicações das razões de *cross hedge* estimadas pelos modelos baseados em estratégias estáticas (*full hedging*, variância mínima e de correção de erro) e dinâmicas (heterocedásticos) deram suporte à realização do teste de hipótese de mitigação do risco.

No teste dentro da amostra, os resultados apontaram que a razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo de variância mínima apresentou melhor desempenho em mitigação do risco de preços do novilho precoce argentino ($e_{ch} \cong 79\%$) e do novilho uruguaio ($e_{ch} \cong 85\%$). A exceção ficou por conta da cobertura do risco de preços para o novilho argentino pela estratégia de cobertura completa ($e_{ch} \cong 98\%$), que foi superior àquela alcançada pelo modelo de variância mínima e demais métodos.

Por outro lado, no teste fora da amostra, a aplicação da razão de *cross hedge* ótima estimada pelo modelo *BEKK* apresentou desempenho superior em mitigação do risco de preços do novilho argentino ($e_{ch} \cong 90\%$) e do novilho precoce argentino ($e_{ch} \cong 79\%$).

No teste fora da amostra, a exceção foi o desempenho na cobertura do risco de preços do novilho uruguaio pelo uso da razão de *cross hedge* ótima computada pelo modelo *VECH* ($e_{ch} = 90,69\%$), que foi um pouco superior ao desempenho do modelo *BEKK* ($e_{ch} = 90,66\%$). Assim sendo, vale destacar que os resultados do teste fora da amostra são coerentes com as características das séries de preços (heterocedasticidade) e com a definição dos modelos com melhor ajuste apontados pelos critérios de informação.

Nesse contexto, mesmo ao considerar as particularidades dos testes dentro e fora da amostra, verificou-se que a diferença entre o desempenho em cobertura do risco pela aplicação das razões de *cross hedge* estimada pelos modelos selecionados são mínimas. Logo, em se tratando da hipótese de mitigação do risco, os resultados dos testes empíricos sugerem que a semelhança entre as especificações do contrato futuro do boi gordo brasileiro com as características dos novilhos argentinos e uruguaios no mercado físico são mais importantes do que a escolha do modelo de estimação da razão de *cross hedge* ótima.

Dessa forma, ao verificar a utilidade em mitigação do risco da combinação entre um derivativo no mercado futuro com características similares àsquelas do ativo no mercado a vista, incluindo perspectivas que vão além do tradicional custo de carregamento, como sazonalidade, estrutura de mercado, intervenções governamentais, especificações da

commodity e padrão do contrato futuro, este estudo contribui para a teoria de administração do risco em mercados futuros.

Nesse patamar, mesmo que as *commodities* envolvidas na operação de proteção contra o risco apresentem diferentes especificações, tais como, tamanho, objeto de negociação, cotação, vencimento, região de definição do preço, entre outras, é possível reduzir os riscos dos preços a vista por meio do *cross hedging* no mercado futuro. Essa colocação pode ser confirmada pelos resultados dos testes de hipóteses, que sugerem que o mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBovespa é efetivo na mitigação do risco de preços do mercado a vista dos novilhos argentinos e uruguaios.

Somam-se a essas considerações as conclusões a respeito do objetivo de **verificar a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro na predição dos preços a vista dos novilhos argentinos e uruguaios**. Esse objetivo complementar se justifica pela importância de dois aspectos: a) a análise da relação de longo prazo entre preços de *commodities* no mercado a vista com características diferentes aos padrões dos contratos negociados no mercado futuro; e b) a verificação da eficiência na predição de preços de *commodities* de países diferentes no curto prazo, o que pode possibilitar a trava de preços de uma *commodity* no mercado futuro de um país que não o de origem.

Os resultados dos testes apresentaram evidências de um relacionamento estocástico comum no longo prazo entre os preços a vista e futuros, e de eficiência na predição dos preços dos novilhos de corte argentinos e uruguaios no curto prazo. Esses resultados sugerem que os contratos futuros de boi gordo brasileiro da BM&FBovespa permitem a “trava” (ou proteção) adequada de uma cotação-preço para os novilhos de corte argentinos e uruguaios no mercado a vista.

Em suma, a maturidade do mercado futuro do boi gordo brasileiro, somada ao crescimento da participação de agentes da cadeia produtiva da carne bovina, é um indicativo de que os contratos futuros de boi gordo da BM&FBovespa tendem a ser cada vez mais utilizados como instrumentos de proteção contra as oscilações de preços no mercado a vista, não só por agentes que atuam no mercado da carne bovina brasileira, mas, também, de outros mercados, o que já acontece em volume significativo com outras *commodities*, em outros mercados derivativos, como, por exemplo, a soja e seus derivados na *Chicago Board of Trade*.

Embora tenham sido utilizados vários métodos estatísticos para testar a hipótese de mitigação do risco, não é possível encerrar o debate sobre a efetividade do *cross hedging* em mercados futuros. Esse comentário também se aplica ao teste da hipótese de eficiência do

mercado futuro do boi gordo brasileiro. Dessa forma, sugere-se que a aplicação de outras metodologias pode corroborar ou digladiar com os resultados aqui apresentados, o que, de uma forma ou outra, contribuirá para o avanço da pesquisa relacionada à administração do risco de preços em mercados futuros.

A carência de investigações relacionadas à efetividade do *cross hedging* no mercado futuro, na cobertura do risco de preços do mercado físico (ou, a vista) com características semelhantes, é, ao mesmo tempo, um limitador no contexto do confronto comparativo de resultados e fator de emergência da necessidade de uma discussão mais aprofundada no que diz respeito à definição quanto ao(s) derivativo(s) a ser(em) definido(s) para trava de preços, em um mercado específico.

Por outro lado, independentemente das limitações que possam ser colocadas no futuro a respeito do presente estudo, ressalta-se que este buscou contribuir para o debate acerca da relação entre mercados com características e problemáticas semelhantes às aquelas aqui apontadas. Em especial, espera-se que outras investigações sejam realizadas com o intuito de verificar a efetividade de derivativos de diferentes mercados na mitigação do risco de preços de *commodities* agrícolas, principalmente, em países que tenham carência ou indisponibilidade desses instrumentos.

REFERÊNCIAS

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

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados**: um guia para análise de informações financeiras. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

ALEXANDER, C.; BARBOSA, A. **Is minimum variance hedging necessary for equity indices?** A study of hedging and cross-hedging exchange traded funds. (December 14, 2005). ISMA Centre discussion papers in finance N° 2005-16. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=870750>> Acesso em: 10 jan. 2012.

ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Teste de eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil: uma análise de cointegração. **Revista de Economia do Nordeste**, v. 39, n. 1, p. 173-184, jan./mar. 2008.

ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Cross hedging. **The Journal of Political Economy**, v. 89, n. 6, p. 1182-1196, dec. 1981.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES – ABIEC. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.abiec.com.br/41_exportacao_ano.asp>. Acesso em: 10 abr. 2011.

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized arch**. Mimeo. San Diego: Department of Economics, University of California, 1990.

BAILLIE, R. T.; MYERS, R. J. Bivariate garch estimation of the optimal commodity futures hedge. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, p. 109-124, apr./jun.1991.

BECK, S. E. Cointegration and market efficiency in commodity futures markets. **Applied Economics**, v. 26, n. 3, p. 249-257, 1994.

BERA, A. K.; P. GARCIA.; ROH, J-S. Estimation of time-varying hedge ratios for corn and soybeans: bgarch and random coefficient approaches. **The Indian Journal of Statistics**, v. 59, n. 3, p. 346-368, dez. 1997.

BESSLER, D. A.; COVEY, T. Cointegration: some results on U.S. cattle prices. **Journal of Futures Markets**, v. 11, n. 4, p. 461-474, aug. 1991.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Investimentos**. 8. ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, apr. 1986.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. **Review of Economics and Statistics**, v. 72, n. 3, p. 498-505, aug. 1990.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.; WOOLDRIDGE, J. A capital asset pricing model with time varying covariances. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, feb. 1988.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA. **BM&FBOVESPA divulga balanço de operações de 2012**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/noticias/2013/download/balanco_1212.pdf> Acesso em: 25 fev. 2013.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA. **Contratos agropecuários**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/Contratos-Agropecuarios.pdf>> Acesso em: 10 nov. 2012.

BOTELHO FILHO, F. B.; SOUZA JÚNIOR, G. M. O risco de base para a soja em Sinop e Lucas, Mato Grosso. **Revista de Política Agrícola**, n. 4, p. 85-97, out./dez. 2006.

BOUTOURIA, S.; ABID, F. **Hedging effectiveness of constant and time varying hedge ratio of the copper in the lond on metal Exchange**. (November 11, 2010). Working Paper Disponível em SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1831390>> Acesso em: 15 fev. 2011.

BRINKER, A. J.; PARCELL, J. L.; DHUYVETTER, K. C.; FRANKEN, J. R. V. Cross-hedging distillers dried grains using corn and soybean meal futures contracts. **Journal of Agribusiness**, v. 27, n. 1, p. 01-15, 2009.

BROLL, U. Cross Hedging in Currency Forward Markets: A Note. **Journal of Futures Markets**, v. 17, n. 4, p. 475-482, jun. 1997.

BROOKS, C.; DAVIES, R. J.; KIN, S. S. Cross hedging with single stock futures. **Assurances et Gestion des Risques**, v. 74, n. 4, p. 473-504, jan. 2007.

BROOKS, C.; DAVIES, R. J.; KIN, S. S. **Reducing basis risk for stocks by cross hedging with matched futures**. ISMA Centre discussion papers in finance DP2004-16. Disponível em: <<http://www.icmacentre.ac.uk/pdf/discussion/DP2004-16.pdf>> Acesso em: 10 jan. 2012.

BROOKS, C.; HENRY O. T.; PERSAND G. The effect of asymmetries on optimal hedge ratios. **Journal of Business**, v. 75, n. 2, p. 333-352, apr. 2002.

BROSEN, B. W.; BUCK, D. W.; KOONTZ, S. R. Hedging hard red winter wheat: Kansas City versus Chicago. **Journal of Futures Markets**, v. 18, n. 4, p. 449-466, jun. 1998.

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

CASILLO, A. **Model specification for the estimation of the optimal hedge ratio with stock index futures: an application to the Italian derivatives market**. (October 04, 2004). Pro. Derivatives and Financial Stability. Disponível em: <[http://jamesgoulding.com/Research_II/Hedging%20Concepts/Hedging%20\(Equity%20Index%201\).pdf](http://jamesgoulding.com/Research_II/Hedging%20Concepts/Hedging%20(Equity%20Index%201).pdf)> Acesso em: 15 junho. 2012.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicador do boi gordo**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/boi/>> Acesso em: 15 maio. 2012.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Pib do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/>> Acesso em: 15 maio. 2011.

CHEN, S. S.; LEE, C. F.; SHRESTHA, K. Futures hedge ratios: a review. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 3, p. 433-465, 2003.

CHEN, F.; SUTCLIFE, C. **Better cross hedges with composite hedging? hedging equity portfolios using financial and commodity futures**. ISMA Centre discussion papers in finance DP2007-04. Disponível em SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=985959>> Acesso em: 12 jan. 2012.

CHOUDHRY, T. The hedging effectiveness of Constant and time-varying hedge ratios using three pacific basin stock futures. **International Review of Economics and Finance**, v. 13, n. 4, p. 371-385, 2004.

COMISO, M. G. **Factibilidad de un mercado de futuros y opciones de ganado bovino para faena en Argentina**. 2007. 67 f. Tese (Economia) – Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca, 2007.

COTTER, J.; HANLY, J. Reevaluating hedging performance. **Journal of Futures Markets**, v. 26, n.7, p. 677-702, 2006.

DANTHINE, J. P. Information, futures prices and stabilizing speculation. **Journal of Economic Theory**, v. 17, n. 1, p. 79-98, feb. 1978.

DOPCHIZ, M. Y. **La implementación de un mercado de futuros em el sector ganadero argentino**. 2008. 70 f. Tese (Economia) – Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Nacional de Mar del Plata, Mar del Plata, 2008.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least-squares regression II. **Biometrika**, v. 38, n. 1/2, p. 159-177, jun. 1951.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **The Journal of Finance**, v. 34, n. p. 157-170, mar. 1979.

EDERINGTON, L. H.; SALAS, J. M. Minimum variance hedging when spot price changes are partially predictable. **Journal of Banking & Finance**, v. 32, n. 5, p. 654-663, may. 2008.

ENGLE, R. F. Dynamic conditional correlation - A simple class of multivariate garch models. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, n. 3, p. 339-350, jul. 2002.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of U.K. inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1007, jul. 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate Simultaneous Generalized arch. **Econometric Theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, mar. 1995.

FAMA, E. F. Efficient capital markets II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, 1575-1617, dec. 1991.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, 383-417, may. 1970.

FILENI, D. H.; MARQUES, P. V.; MACHADO, H. M. O risco de base e a efetividade do hedge para o agronegócio do café em Minas Gerais. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 1, n.1, p. 42-50, jan./jun. 1999.

FONTES, R. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; AZEVEDO, A. F. Estratégia de comercialização em mercados derivativos: descobrimento de base e risco de base da cafeicultura em diversas localidades de Minas Gerais e São Paulo. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, v. 29, n. 2, p. 382-389, mar/abr. 2005.

GAGNON, L.; LYPNY, G. J.; MCCURDY, T. H. Hedging foreign currency portfolios. **Journal of Empirical Finance**, v. 5, n. 3, p. 197-220, sep. 1998.

GEORGIU, C. **Las expectativas racionales**. In: MARRON, D. (org.). 50 teorías económicas: sugerentes y desafiantes. Barcelona: Blume, 2011.

GLEN, J.; JORION, P. Currency hedging for international portfolios. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1865-1886, dec. 1993.

GOMES, F. C. Determinação da razão de *hedge*: um estudo sobre as teorias de *hedging*. **Revista de Administração de Empresas**, v. 27, n. 4, p. 38-44, out./dec. 1987.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HARRIS, R. D.; SHEN, J.; STOJA, E. The limits to minimum-variance hedging. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 37, n. 5/6, p. 737-761, jun./jul. 2010.

HAYENGA, M. L.; JIANG, B.; LENCE, S. H. Improving wholesale beef and pork product cross hedging. **Agribusiness**, v. 12, n. 6, p. 541-559, nov./dec. 1996.

HOUSTON, J. E.; AMES, G. C. W. Forecasting corn gluten feed prices using soybean meal futures: opportunities for cross hedging. CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 1986, St. Louis. **Proceedings...** Disponível em [<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>] 1986.

HOWARD, C. T.; D'ANTONIO, L. J. A risk-return measure of hedging effectiveness. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 19, n. 1, p. 101-112, mar. 1984.

HSU, C. C.; TSENG, C. P.; WANG, Y. H. Dynamic hedging with futures: a copula-based garch model. **Journal of Futures Markets**, v. 28, n. 11, p. 1095-1116, nov. 2008.

HULL, J. C. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções**. 4. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo agropecuário**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm>> Acesso em: 10 abr. 2011.

INSTITUTO NACIONAL DE CARNES – INAC. **Biblioteca electrónica**. Disponível em: <http://www.inac.gub.uy/innovanet/macros/Home_2_4P.jsp?contentid=3119&version=1&chann elid=1> Acesso em: 10 abr. 2011.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, n. 2, p. 163-172, aug. 1987.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, jun./sep. 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, may. 1990.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. **The Review of Economic Studies**. v. 27, n. 3, p. 139–151, 1960.

KELLARD, N.; NEWOBOLD, P.; RAYNER, T.; ENNEW, C. The relative efficiency of commodity futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 19, n. 4, p. 413-432, jun. 1999.

KENOURGIOS, D. F.; SAMITAS, A. G. Testing efficiency of the copper futures market: new evidence from London Metal Exchange. **Global Business and Economics Review**, p. 261-271, 2004.

KRONER, K. F.; SULTAN, J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 28, n. 4, p. 535-551, dec. 1993.

KUMAR, B.; SINGH, P.; PANDEY, A. **Hedging effectiveness of Constant and time varying hedge ratio in indian stock and commodity futures markets**. (August 06, 2008) Disponível em SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1206555>> Acesso em: 10 out. 2012.

LAI, K. S.; LAI, M. A cointegration test for market efficiency. **Journal of Futures Markets**, v. 11, n. 5, p. 567-575, oct. 1991.

LIEN, D. The Effect of the Cointegration Relationship on Futures Hedging: A Note. **Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 7, p. 773-780, oct. 1996.

LIEN, D.; LUO, X. Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets. **Journal of Futures Markets**, v. 13, n. 8, p. 909-920, dec. 1993.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget. **Review of economics and statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, feb. 1965.

MCKENZIE, A. M.; HOLT, M. T. Market efficiency in agricultural futures markets. **Applied Economics**, v. 34, n. 12, p. 1519-1532, 2002.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, nov./dec. 1996.

MAIA, F. N. C. S.; AGUIAR, D. R. D. Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade. **Gestão & Produção**, v. 7, n. 3, p. 617-626, 2010.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, 77-91, mar. 1952.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. Efetividade do hedge de soja em grão com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 2, n. 4, p. 449-472, 2004.

MARTINS, G. A. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

MELO, G. B. **Integração entre os mercados de boi para abate na argentina e no Brasil**. 2010. 82 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia, Administração e Sociologia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

MENESES, A. Futuros y opciones de carnes (merfox). **Revista CREA – Asociación asociación argentina de consórcios regionales de experimentacion agrícola**. jun. 1998.

MINISTERIO DE AGRICULTURA, GANADERIA Y PESCA – MAGyP. **Sistema integrado de información agropecuaria**. Disponível em: <<http://www.siiia.gov.ar/>> Acesso em: 08 abr. 2011.

MORAES, A. S.; LIMA, R. C.; MELO, A. S. Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 3, p. 601-614, jul./set. 2009.

MOSCHINI, G.; MYERS, R. J. Testing for constant hedge ratios in commodity markets: a multivariate garch approach. **Journal of Empirical Finance**, v. 9, n. 5, p. 589-603, dec. 2002.

MÜLLER, C. A. S. **Análise da efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de hedge para o mercado brasileiro de café arábica**. 2007, 132 f. Tese (doutorado em economia) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 4, p. 858-867, nov. 1989.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica. **Resenha BM&F**, n. 150, p. 78-88, 2002.

PARK, H. Y.; BERA, A. K. Interest rate volatility, basis, and heteroscedasticity in hedging mortgages. **The American Real Estate and Urban Economics Association**, v. 15, n. 2, p. 79-97, jun. 1987.

PARK, S. Y.; JEI, S. Y. Estimation and hedging effectiveness of time-varying hedge ratio: Flexible bivariate garch approaches. **Journal of Futures Markets**, v. 30, n. 1, p. 71-99, Jan. 2010.

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

PIZZI, J.; JUST, A. Efficiency of commodity futures. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 80, n. 2, p. 347-359, may. 1988.

RAABE, J. P.; STADUTO, J. A. R.; SHIKIDA, P. F. A. A efetividade de hedge do mercado futuro de açúcar nos mercados de Nova York, Londres e da BM&F. **Revista de Economia e Administração**, v. 5, n. 3, p. 338-357, jun./sep. 2006.

RAHMAN, S. M.; TURNER, S. C.; COSTA, E. F. Cross-hedging cottonseed meal. **Journal of Agribusiness**, v. 19, n. 2, p. 163-171, 2001.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, sep. 1964.

SILVA, A. R. O.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. A efetividade do hedge e do cross-hedge de contratos futuros para soja e derivados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 41, n. 2, p. 383-406, 2003.

SILVA NETO, W. A.; FRAGA, G. J.; MARQUES, P. V. Eficiência de mercado: evidências empíricas para os preços spot e futuro de boi gordo. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3, p. 7-24, set./dez. 2010.

SILVEIRA, R. L. F.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Análise das operações de cross-hedge do bezerro e do hedge de boi gordo no mercado futuro da BM&F. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 41, n. 4, p. 881-899, 2003.

STEIN, J. L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **The American Economic Review**, v. 51, n. 5, p. 1012-1025, dec. 1961.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TONIN, J. M.; BRAGA, M. J.; COELHO, A. B. Efetividade de hedge do milho com contratos futuros da BM&F: uma aplicação para a região de Maringá - Paraná. **Revista de Economia**, v. 35, n. 31, p. 115-140, jan./abr. 2009.

TORINO, G. N. T. **La producción y comercialización de carne a pasto: una ventaja de diferenciación.** Disponível em: <http://www.insercionagricola.org.ar/uploads/carne_a_pasto_toranzos_torino.pdf> Acesso em: 28 dez. 2011.

UNIDET STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Data and Statistics.** Disponível em: <http://www.usda.gov/wps/portal/usda/usdahome?navid=DATA_STATISTICS&navtype=RT&parentnav=AGRIBUSI_COOP> Acesso em: 17 jun. 2011.

WANG, G. H. K.; YAU, J. A time series approach to testing for market linkage: unit root and cointegration tests. **Journal of Futures Markets**, v. 14, n. 4, p. 457-474, June. 1994.

WORKING, H. New concepts concerning futures markets and prices. **The American Economic Review**, v. 52, n. 3, p. 431-459, jun. 1962.

WORKING, H. Futures trading and hedging. **The American Economic Review**, v. 43, n. 3, p. 314-343, jun. 1953a.

WORKING, H. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, v. 35, n. 4, p. 544-561, 1953b.

YANG, W.; ALLEN, D. E. Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets. **Accounting and Finance**, v. 45, n. 2, p. 301-321, 2004.

ZANOTTI, G.; GABBI, G.; GERANIO, M. Hedging with futures: efficacy of garch correlation models to european electricity markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 20, n. 2, p. 135–148, apr. 2010.

ZULAUF, C. R.; IRWIN, S. H. Market efficiency and marketing to enhance income of crop producers. **Review of Agricultural Economics**, v. 20, n. 2, p. 308-331, 1998.

APÊNDICE A - Teste LM para verificação da presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva (*ARCH-LM*)

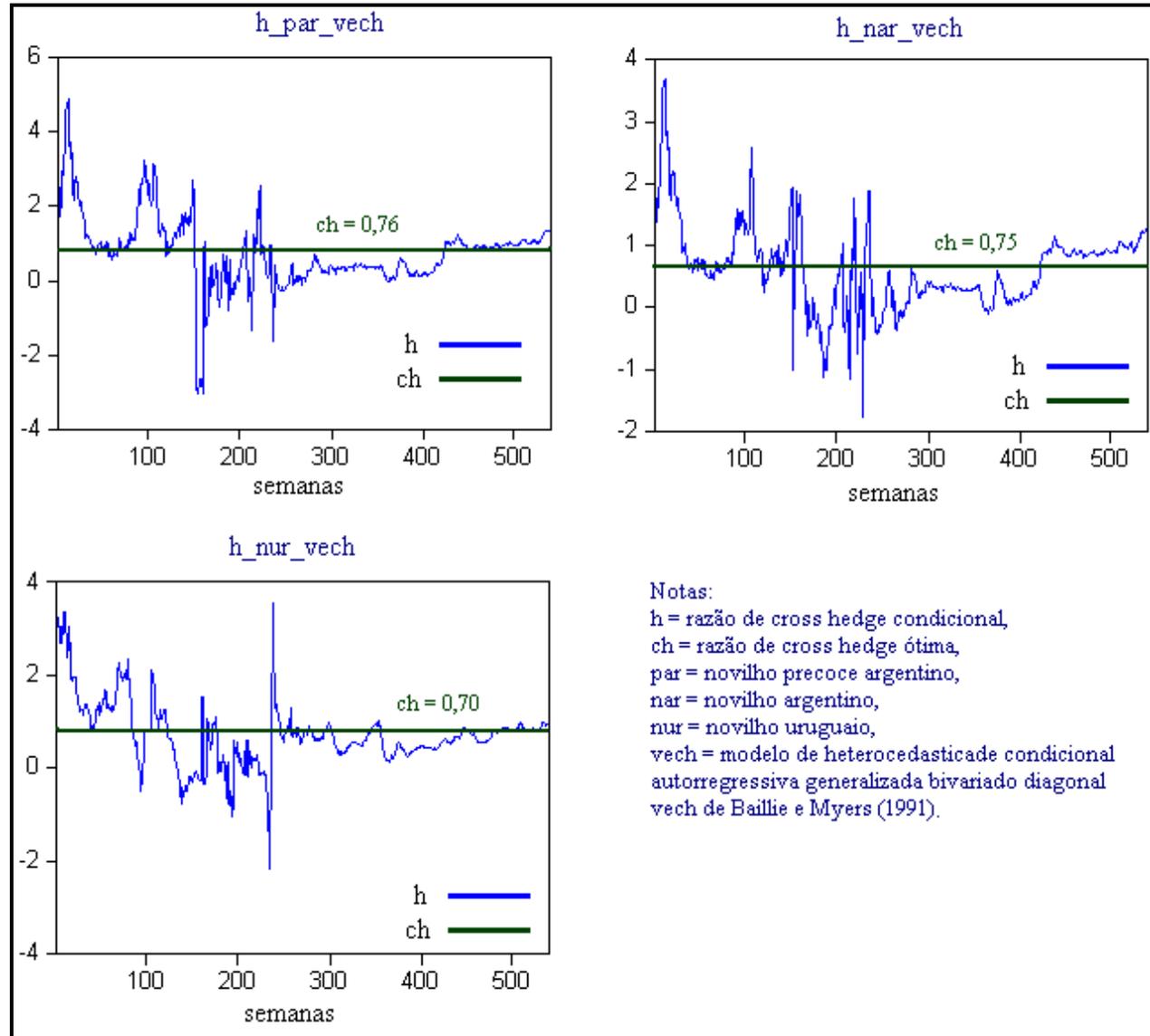
Série de Preços	Futuros BGI		A vista PAR		A vista NAR		A vista NUR	
	Estatística F	Prob.						
Número de Defasagens								
1	33,9313	0,0000	31,2146	0,0000	41,3005	0,0000	181,9839	0,0000
2	20,0433	0,0000	82,5198	0,0000	25,0179	0,0000	117,5035	0,0000
3	14,9377	0,0000	18,3661	0,0000	20,3491	0,0000	82,1665	0,0000
4	12,1474	0,0000	19,1712	0,0000	46,2436	0,0000	62,0452	0,0000
5	12,0990	0,0000	28,9217	0,0000	18,2885	0,0000	53,6053	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa

Nota 1: A aplicação do teste multiplicador de Lagrange, de Engle (1982), para verificação da presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva, rejeitou a hipótese nula de não heterocedasticidade das séries de preços ao nível de 1% de significância estatística.

Nota 2: (BGI) boi gordo brasileiro (PAR) novillo precoce argentino, (NAR) novillo argentino e (NUR) novillo uruguaio.

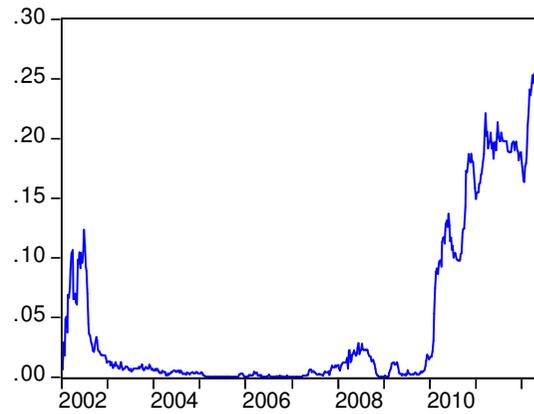
APÊNDICE B – Razões de *cross hedge* condicionais e ótimas estimadas pelo modelo *VECH*



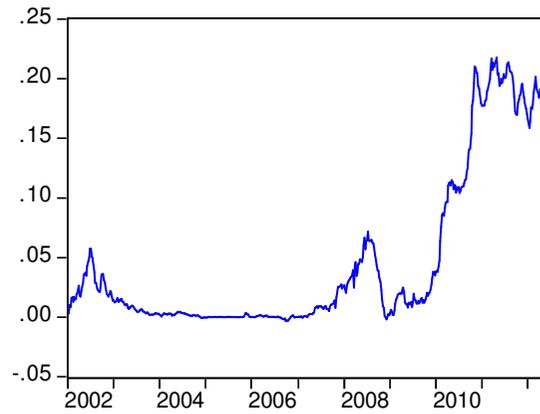
APÊNDICE C – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo *VECH*)

Conditional Covariance

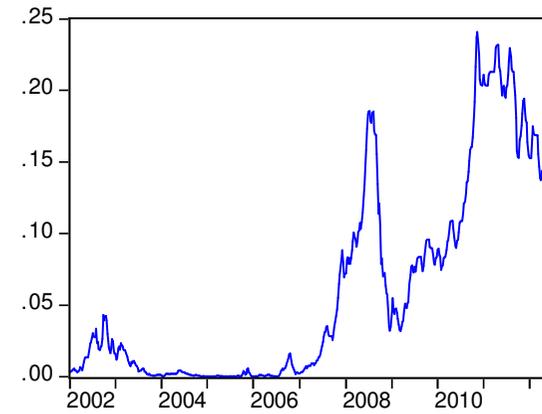
Var(LOG_NOVILLITO_ARGENTINO)



Cov(LOG_NOVILLITO_ARGENTINO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



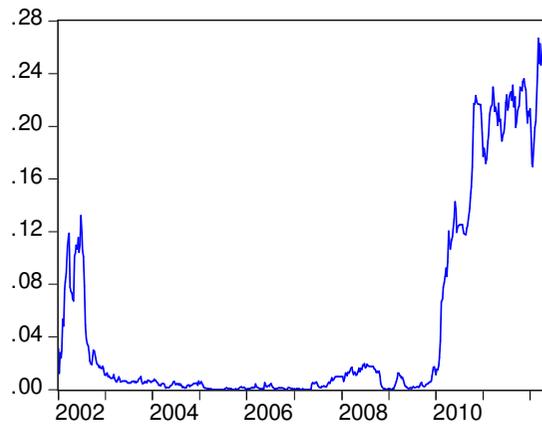
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



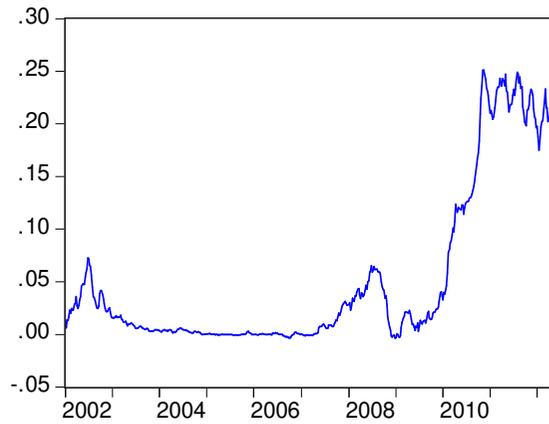
APÊNDICE D – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho argentino (Modelo *VECH*)

Conditional Covariance

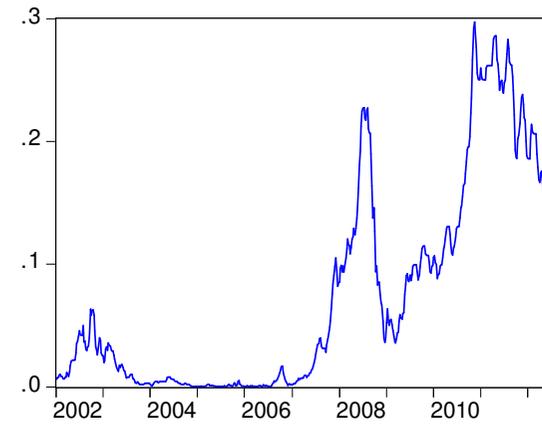
Var(LOG_NOVILLO_ARGENTINO)



Cov(LOG_NOVILLO_ARGENTINO,LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



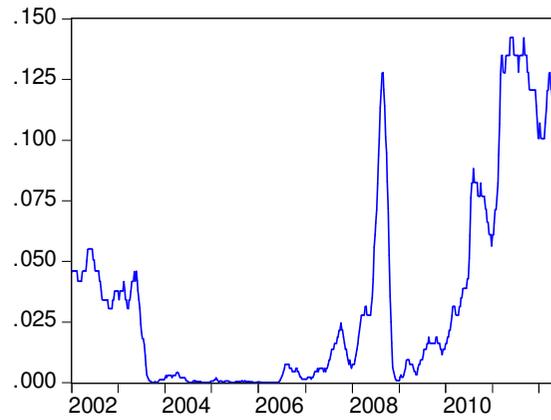
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



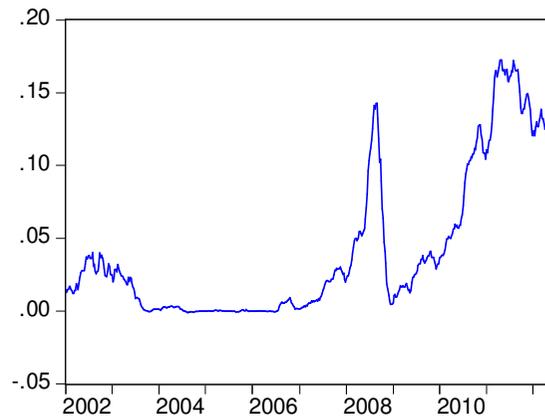
APÊNDICE E – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo *VECH*)

Conditional Covariance

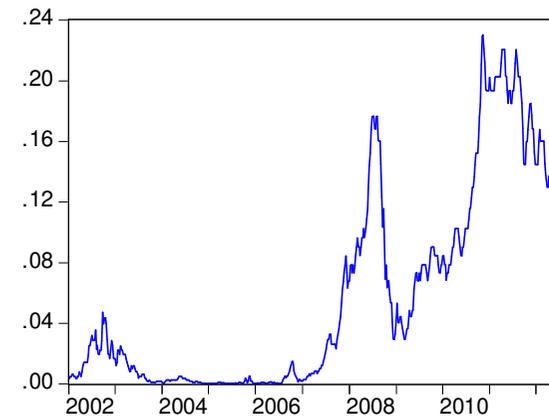
Var(LOG_NOVILLO_URUGUAIO)



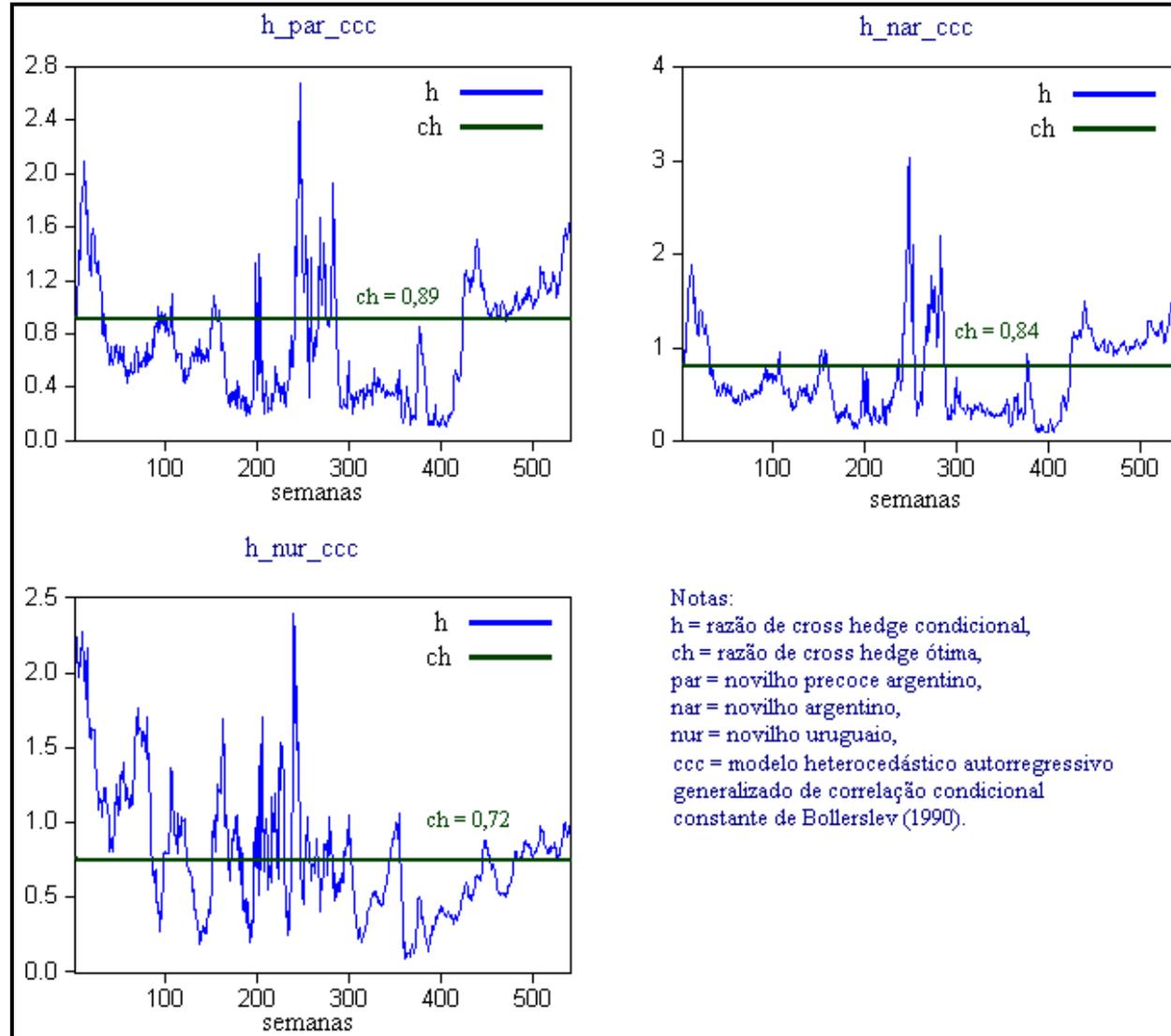
Cov(LOG_NOVILLO_URUGUAIO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)

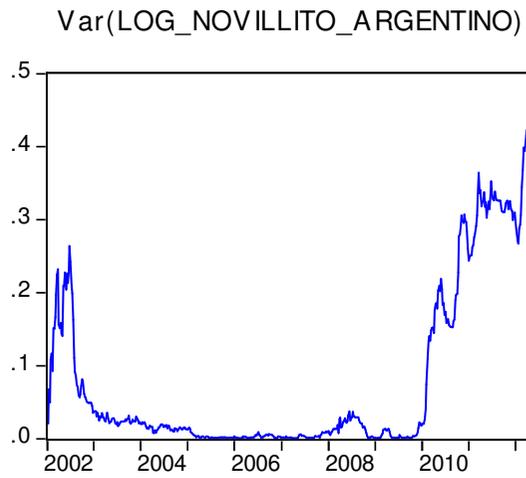


APÊNDICE F – Razões de *cross hedge* condicionais e ótimas estimadas pelo modelo *CCC*

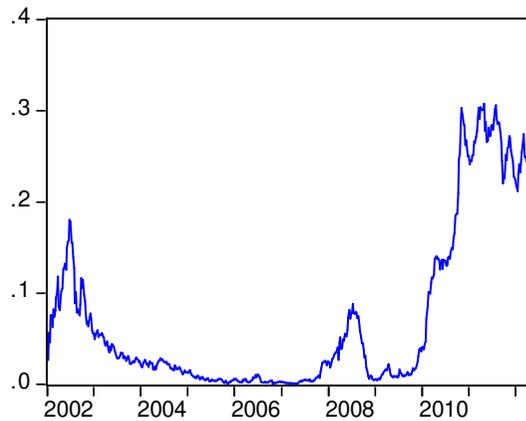


APÊNDICE G – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo CCC)

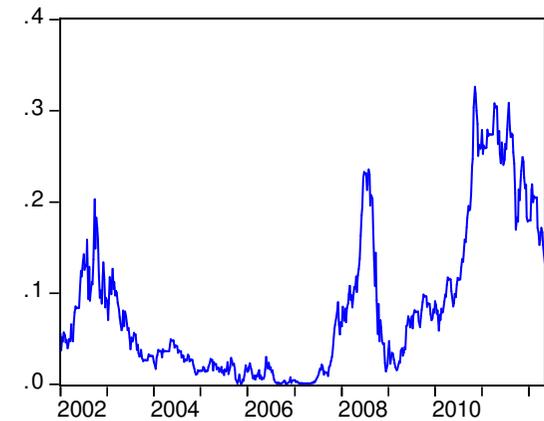
Conditional Covariance



Cov(LOG_NOVILLITO_ARGENTINO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



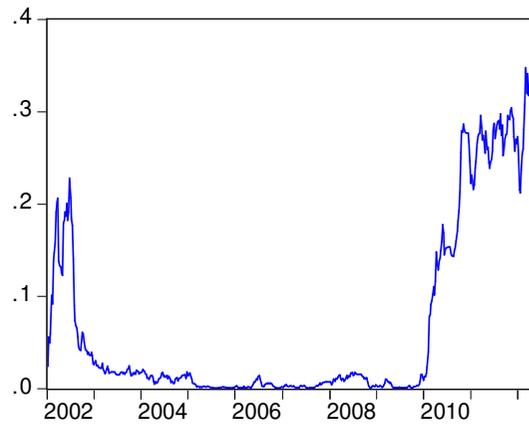
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



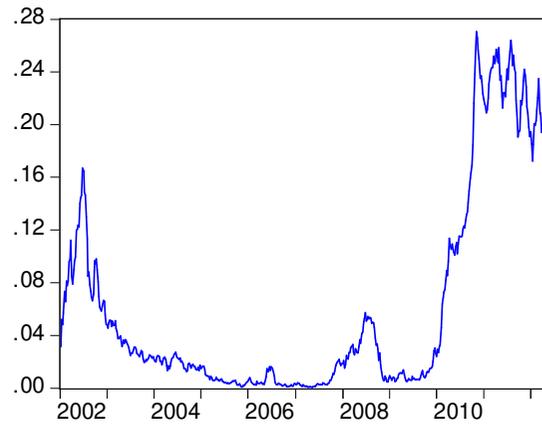
APÊNDICE H – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho argentino (Modelo CCC)

Conditional Covariance

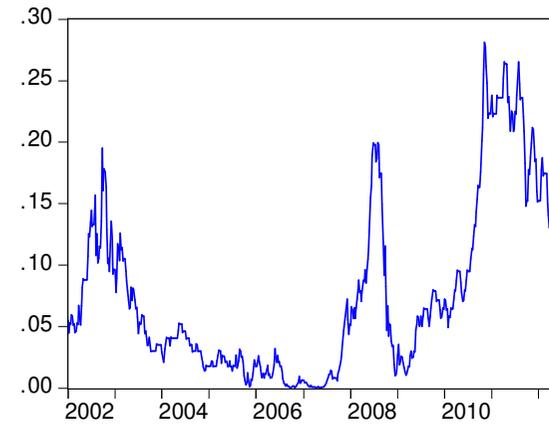
Var(LOG_NOVILLO_ARGENTINO)



Cov(LOG_NOVILLO_ARGENTINO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



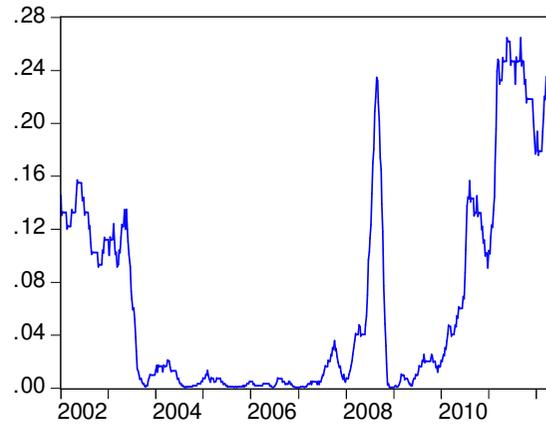
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



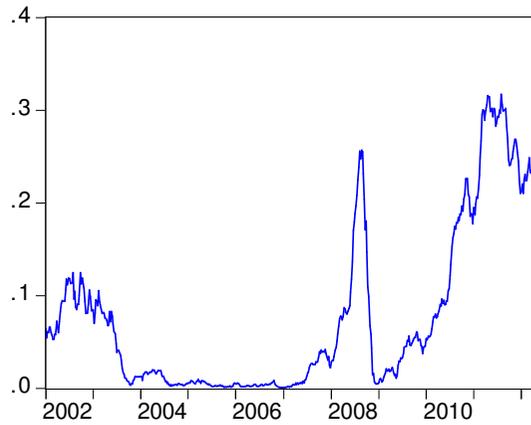
APÊNDICE I – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo CCC)

Conditional Covariance

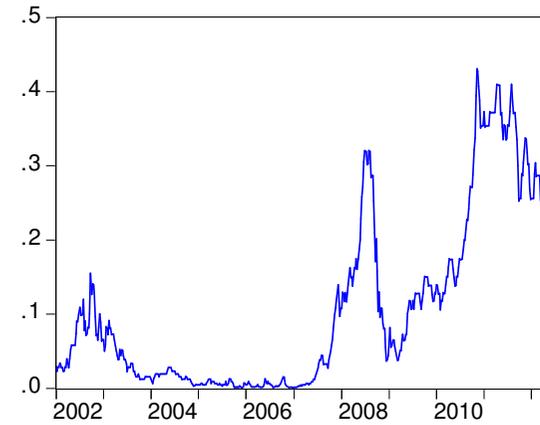
Var(LOG_NOVILLO_URUGUAIO)



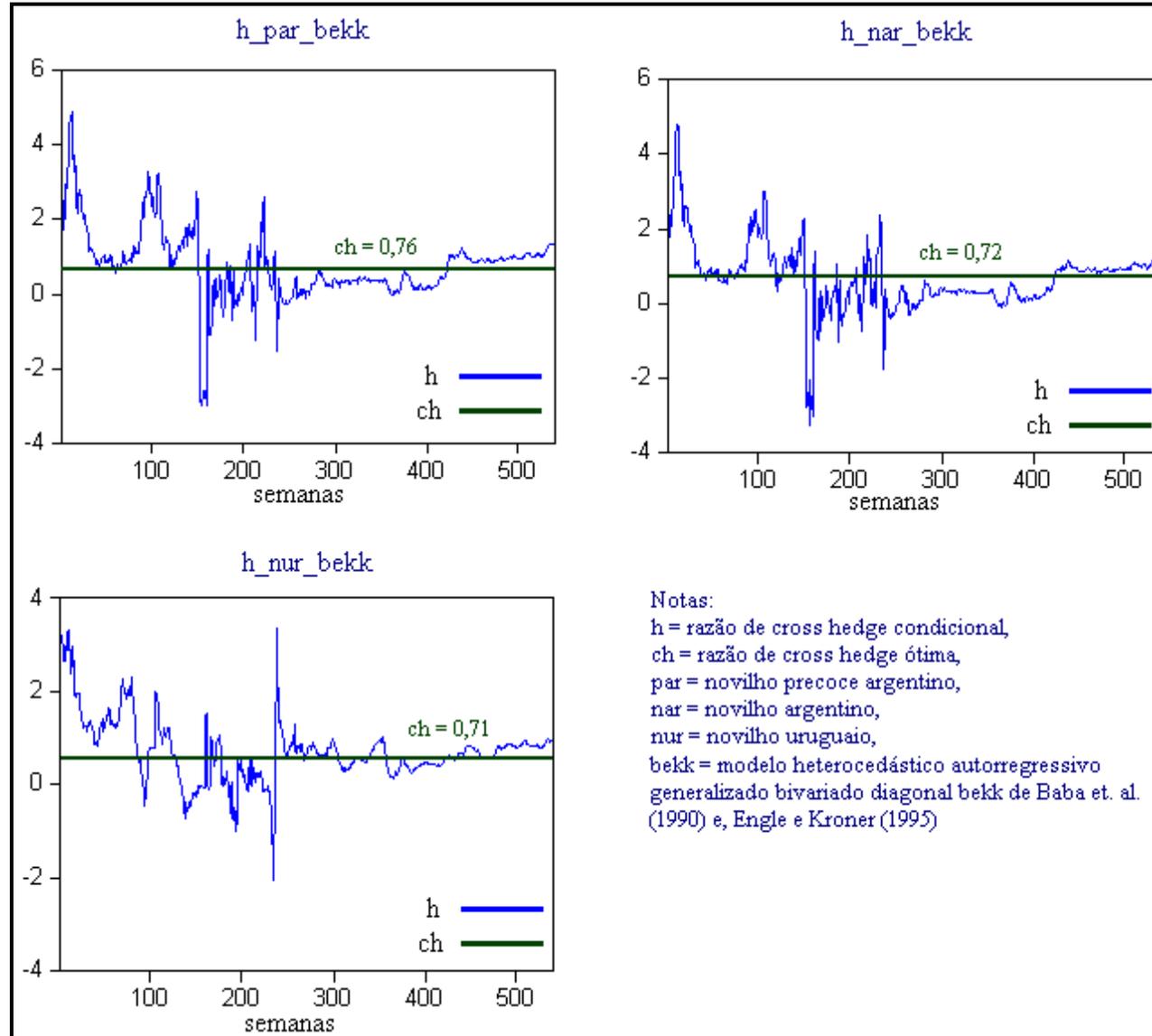
Cov(LOG_NOVILLO_URUGUAIO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



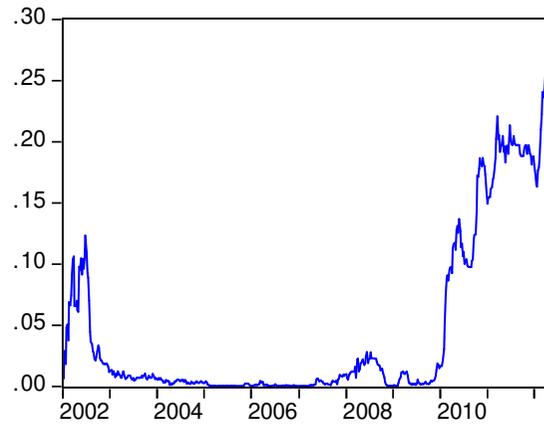
APÊNDICE J – Razões de *cross hedge* condicionais e ótimas estimadas pelo modelo *BEKK*



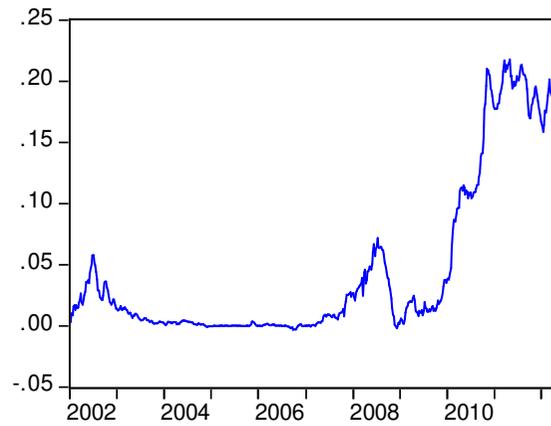
APÊNDICE K – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho precoce argentino (Modelo *BEKK*)

Conditional Covariance

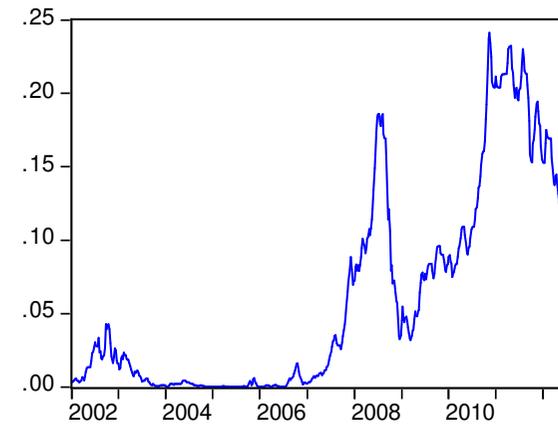
Var(LOG_NOVILLITO_ARGENTINO)



Cov(LOG_NOVILLITO_ARGENTINO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



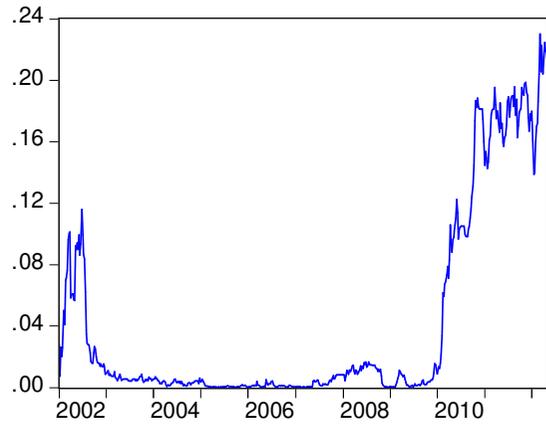
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



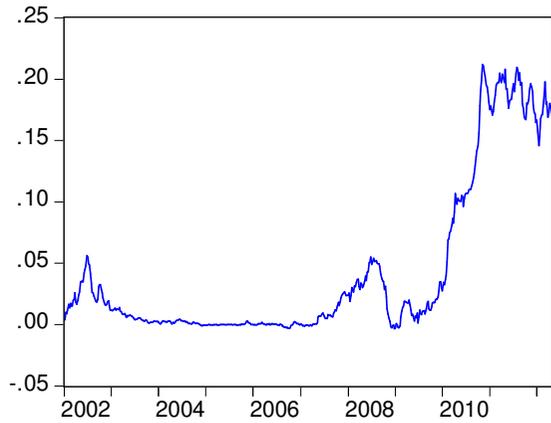
APÊNDICE L – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho argentino (Modelo *BEKK*)

Conditional Covariance

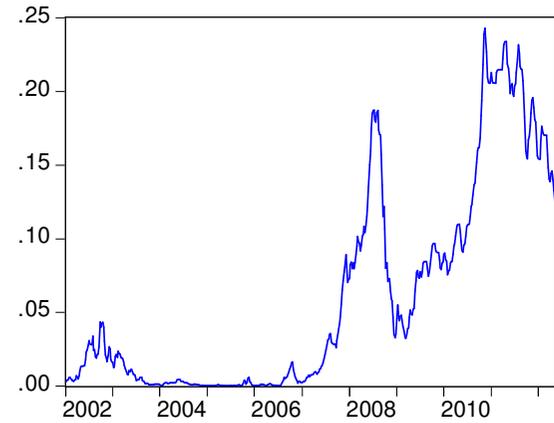
Var(LOG_NOVILLO_ARGENTINO)



Cov(LOG_NOVILLO_ARGENTINO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



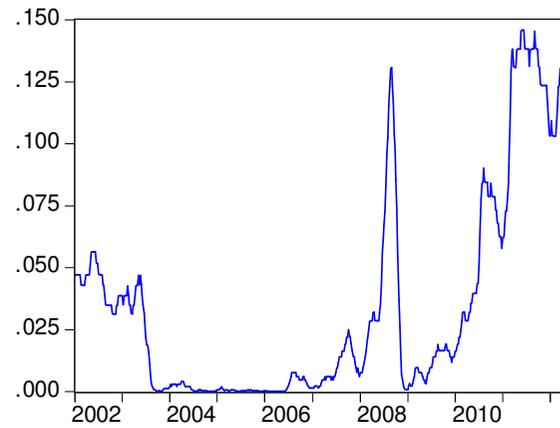
Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



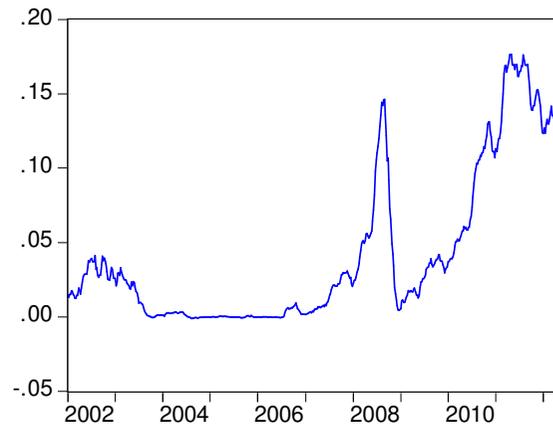
APÊNDICE M – Covariância condicional entre os preços futuros do boi gordo e preços a vista do novilho uruguaio (Modelo *BEKK*)

Conditional Covariance

Var(LOG_NOVILLO_URUGUAIO)



Cov(LOG_NOVILLO_URUGUAIO, LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)



Var(LOG_BOI_GORDO_BRASILEIRO)

