

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

CINTHYA MUYRIELLE DA SILVA NOGUEIRA

**EFICIÊNCIA E RAZÃO DE *HEDGE*: UMA ANÁLISE DOS MERCADOS FUTURO
BRASILEIROS DE BOI, CAFÉ, ETANOL, MILHO E SOJA**

NATAL/RN

2013

Cinthya Muyrielle da Silva Nogueira

**EFICIÊNCIA E RAZÃO DE *HEDGE*: UMA ANÁLISE DOS MERCADOS FUTURO
BRASILEIROS DE BOI, CAFÉ, ETANOL, MILHO E SOJA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Norte para obtenção do título de mestre em Administração.

Orientador: Anderson Luiz Rezende Mól, Dr.

NATAL/RN

2013

Catálogo da Publicação na Fonte.
UFRN / Biblioteca Setorial do CCSA

Nogueira, Cinthya Muryielle da Silva.

Eficiência e razão de Hedge: uma análise dos mercados futuro brasileiros de boi, café, etanol, milho e soja/ Cinthya Muryielle da Silva Nogueira. - Natal, RN, 2013.

62f. : il.

Orientador: Prof.º Dr. Anderson Luiz Rezende Mól.

Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Departamento de Ciências Administrativas. Programa de Pós-graduação em Administração.

1. Mercados de agronegócio - Dissertação. 2. Razão ótima de Hedge - Dissertação. 3. Efetividade - Dissertação. 4. Modelos GARCH - Dissertação. I. Mól, Anderson Luiz Rezende. II. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. IV. Título.

RN/BS/CCSA

CDU 338.433

Cinthya Muyrielle da Silva Nogueira

**EFICIÊNCIA E RAZÃO DE *HEDGE*: UMA ANÁLISE DOS MERCADOS FUTURO
BRASILEIROS DE BOI, CAFÉ, ETANOL, MILHO E SOJA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Norte para obtenção do título de mestre em Administração.

Orientador: Anderson Luiz Rezende Mól, Dr.

Dissertação apresentada e aprovada em 08 de setembro de 2013, pela banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Anderson Luiz Rezende Mól, Dr.
Orientador

Vinício de Souza e Almeida, Dr.
Examinador

Márcio André Veras Machado
Examinador

NATAL/RN

2013

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela existência e por ter permitido que eu chegasse até aqui.

À minha família, especialmente aos meus pais, Miriam e Nogueira, pelo exemplo de dedicação e perseverança que me é referencial, pelo apoio e carinho oferecido em todos os momentos.

Ao meu orientador, Anderson Mól, pelo auxílio, paciência e encorajamento na pesquisa.

Aos professores do PPGA, pelos conhecimentos transmitidos durante o mestrado.

A todos os colegas de pós-graduação e da SEDIS como João Paulo, Aline, Elane, Denise e Fernando.

Aos amigos que me acompanham e apoiam desde a graduação, Arthur e Cecília.

A Leandro, por me entender em todos os momentos em que estive ausente e por me incentivar nessa jornada.

RESUMO

Esta pesquisa objetivou investigar a eficiência e razão ótima de hedge para os mercados futuro de boi, café, etanol, milho e soja. Este trabalho tratou a razão ótima e efetividade de hedge através de modelos GARCH multivariados com termo de correção de erro, atentando para o possível fenômeno de diferenciais de razão ótima de hedge nos períodos de safra e entressafra. A razão ótima de hedge deve ser maior na entressafra devido à maior incerteza com relação a um possível choque de oferta (LAZZARINI, 2010). Dentre os contratos futuros tratados nesta pesquisa, os contratos de café, etanol e soja ainda não foram objeto de investigação desse fenômeno. Além disso, os contratos futuros de milho e etanol ainda não foram objeto de pesquisas que tratam de estratégias de *hedge* dinâmico. Este trabalho se diferencia ainda por incluir o mecanismo de correção de erro na modelagem GARCH, o que nunca foi considerado ao se investigar possíveis diferenciais de razão ótima de hedge nos períodos de safra e entressafra. Foram utilizadas como preço futuro das commodities as cotações das mesmas no mercado futuro da BM&FBOVESPA e como preço à vista o índice CEPEA, no período de maio de 2010 a junho de 2013 para boi, café, etanol e milho e até agosto de 2012 para a soja, com frequência diária. Foram obtidos resultados semelhantes para todas as commodities. Há relação de longo prazo entre os mercados à vista e futuro, bicausalidade entre os preços à vista e futuro do boi, café, etanol e milho, e unicausalidade do preço futuro da soja sobre o preço à vista. A razão ótima de hedge foi estimada a partir de três diferentes estratégias: regressão linear por MQO, modelo BEKK-GARCH diagonal e modelo BEKK-GARCH diagonal com dummy de entressafra. O modelo de regressão por MQO apontou para a ineficiência de hedge, tendo em vista que as razões ótimas apresentadas foram muito baixas. O segundo modelo, que representa a estratégia de hedge dinâmico, captou variações temporais na razão ótima. A última estratégia de hedge não detectou diferencial de razões ótimas de hedge entre os períodos de safra e entressafra, logo, ao contrário do que se esperava, o investidor não precisa aumentar seu investimento no mercado futuro durante a entressafra.

Palavras-chave: Razão Ótima de Hedge. GARCH. Efetividade.

ABSTRACT

This research aims to investigate the Hedge Efficiency and Optimal Hedge Ratio for the future market of cattle, coffee, ethanol, corn and soybean. This paper uses the Optimal Hedge Ratio and Hedge Effectiveness through multivariate GARCH models with error correction, attempting to the possible phenomenon of Optimal Hedge Ratio differential during the crop and intercrop period. The Optimal Hedge Ratio must be bigger in the intercrop period due to the uncertainty related to a possible supply shock (LAZZARINI, 2010). Among the future contracts studied in this research, the coffee, ethanol and soybean contracts were not object of this phenomenon investigation, yet. Furthermore, the corn and ethanol contracts were not object of researches which deal with Dynamic Hedging Strategy. This paper distinguishes itself for including the GARCH model with error correction, which it was never considered when the possible Optimal Hedge Ratio differential during the crop and intercrop period were investigated. The commodities quotation were used as future price in the market future of BM&FBOVESPA and as spot market, the CEPEA index, in the period from May 2010 to June 2013 to cattle, coffee, ethanol and corn, and to August 2012 to soybean, with daily frequency. Similar results were achieved for all the commodities. There is a long term relationship among the spot market and future market, bicausality and the spot market and future market of cattle, coffee, ethanol and corn, and uncausality of the future price of soybean on spot price. The Optimal Hedge Ratio was estimated from three different strategies: linear regression by MQO, BEKK-GARCH diagonal model, and BEKK-GARCH diagonal with intercrop dummy. The MQO regression model, pointed out the Hedge inefficiency, taking into consideration that the Optimal Hedge presented was too low. The second model represents the strategy of dynamic hedge, which collected time variations in the Optimal Hedge. The last Hedge strategy did not detect Optimal Hedge Ratio differential between the crop and intercrop period, therefore, unlikely what they expected, the investor do not need increase his/her investment in the future market during the intercrop.

Key-Words: Optimal Hedge Ratio. GARCH. Effectiveness.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO E PROBLEMA	7
1.2 OBJETIVOS	11
1.2.1 Geral	11
1.2.2 Específicos	11
1.3 JUSTIFICATIVA	12
2 REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1 RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DE HEDGE.....	14
3 REVISÃO DA LITERATURA	18
4 CARACTERIZAÇÃO DOS CONTRATOS FUTURO EM ESTUDO	23
5 METODOLOGIA	25
5.1 SÉRIES ESTUDADAS	25
5.2 PROCEDIMENTOS DE ANÁLISE E TESTES	27
5.3 MÉTODOS MULTIVARIADOS PARA ESTIMAR A RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE...	29
6 RESULTADOS	33
7 CONCLUSÃO	47
REFERÊNCIAS	51
APÊNDICE	56

1 INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO E PROBLEMA

O agronegócio é uma das principais atividades econômicas do Brasil. Dados da Organização Mundial do Comércio (OMC) mostram que o país é o 4º maior produtor de alimentos, 5º maior produtor agrícola e o 3º maior exportador agropecuário do mundo. Projeções do *United States Department of Agriculture* (USDA) apontam que o Brasil, impulsionado pela agropecuária, deve se tornar o maior produtor de alimentos até 2020, o que denota o potencial do país, especialmente no setor agropecuário.

Conforme dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), o agronegócio representou, em 2012, 20,45% do PIB nacional, sendo que nos últimos cinco anos tem representado, na média, 22,25% do PIB. Dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) mostram que as exportações agropecuárias representam, na média, cerca de 38% das exportações totais do país. Esses números demonstram a participação expressiva do mercado agropecuário brasileiro na economia nacional. A **Tabela 1** mostra o histórico dos últimos dez anos das exportações e do PIB brasileiros.

Tabela 1: PIB e exportações brasileiras de 2002 a 2012

Ano	PIB nacional em milhões (R\$)	PIB do agronegócio em milhões (R\$)	% ¹	Exportações em bilhões (US\$)	Exportações do agronegócio em bilhões (US\$)	% ²
2002	2.940.882	738.429	25,11	60.439	24.840	41,10
2003	2.974.603	786.685	26,45	73.203	30.645	41,86
2004	3.144.521	806.781	25,66	96.677	39.029	40,37
2005	3.243.877	769.203	23,71	118.529	43.617	36,80
2006	3.372.239	772.684	22,91	137.807	49.465	35,89
2007	3.577.656	833.666	23,30	160.649	58.420	36,37
2008	3.762.678	886.084	23,55	197.942	71.806	36,28
2009	3.750.271	834.316	22,25	152.995	64.786	42,35
2010	4.032.805	879.116	21,80	201.915	76.442	37,86
2011	4.143.013	917.654	22,15	256.040	94.968	37,09
2012	4.402.537	900.310	20,45	242.580	95.814	39,50
10 anos ³	3.576.826	738.429	23,39	154.434	59.076	38,68
5 anos ³	3.944.827	875.191	22,25	202.020	77.039	38,24

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) / Secretaria de Comércio Exterior (SECEX); Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).

Notas:

¹Percentual de participação do PIB do agronegócio no PIB nacional; ²Percentual de participação das exportações do agronegócio nas exportações brasileiras; ³Média dos últimos anos.

Como prova de seu desempenho no agronegócio, o Brasil lidera o comércio mundial de diversos itens agropecuários, sendo o primeiro na produção e exportação de café, açúcar e suco de laranja, além de ser o maior exportador de soja, tabaco e carne de frango. O Brasil possui, ainda, segundo dados da USDA, o segundo maior rebanho bovino do mundo, com cerca de 203 milhões de cabeças de gado, sendo superado apenas pela Índia, onde o rebanho não é comercializado por motivos religiosos. A **Tabela 2** mostra o ranking do Brasil na produção e exportação de nove dos principais produtos agropecuários brasileiros.

Tabela 2: Produção, exportação e ranking mundial das principais commodities brasileiras em milhões de toneladas

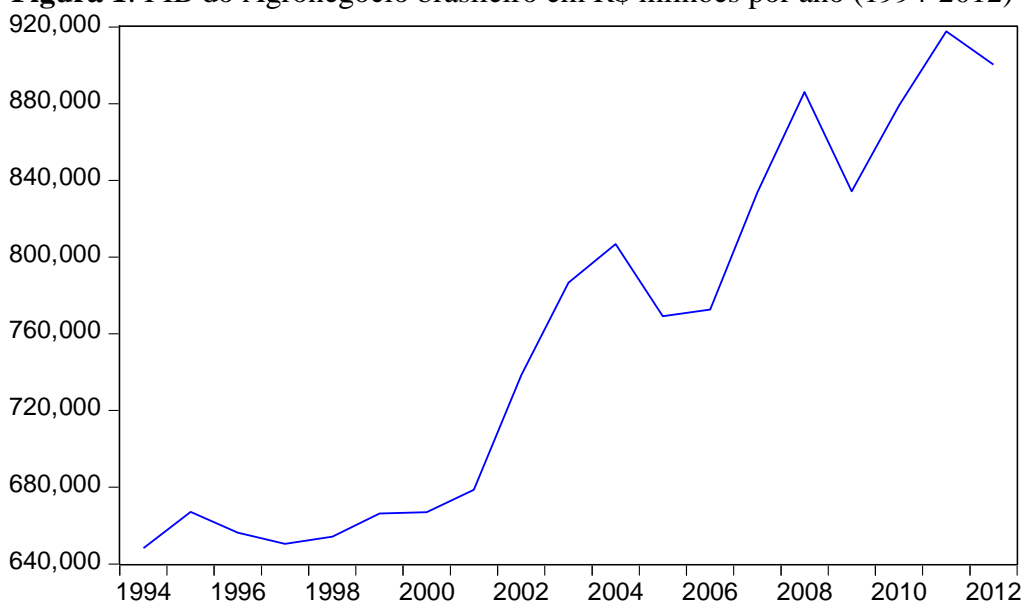
Commodity	Produção (t) ¹	Ranking de produção	Exportação (t) ¹	Ranking de exportação
Açúcar	30.790t	1°	14.044t	1°
Café	2.381t	1°	1.623t	1°
Carne bovina	8.797t	2°	1.214t	2°
Carne de frango	10.255t	3°	2.979t	1°
Etanol	18.261t	2°	2.101t	2°
Milho	49.976t	3°	7.398	2°
Soja	57.911t	2°	40.384t	1°
Suco de laranja	1.337t	1°	1.200t	1°
Tabaco	830.837t	2°	0.579t	1°

Fonte: United States Department of Agriculture (USDA); Companhia Nacional de Abastecimento (Conab); Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa) / Secretaria de Produção e Agroenergia (Spae); Ministério do desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) / Secretaria de Comércio Exterior (SECEX).

Notas:

¹Dados referentes a média da produção e exportação brasileira nos últimos 10 anos.

Figura 1: PIB do Agronegócio brasileiro em R\$ milhões por ano (1994-2012)



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA

A evolução do PIB do agronegócio brasileiro pode ser acompanhando na **Figura 1**, de 1994 a 2012, em milhões de Reais por ano. A queda recente no PIB do Agronegócio em 2012, perceptível na **Figura 1**, está associada a efeitos climáticos, a reflexos da crise financeira em países importadores como China, Holanda e EUA, e ainda ao aumento da inflação brasileira, fatores esses que desaqueceram momentaneamente a produção e demanda por produtos do agronegócio.

Entre os diversos riscos inerentes ao agronegócio, destacam-se a incerteza quanto ao clima, pragas, doenças, novas tecnologias, mudanças nos cenários econômicos ou políticos e flutuações dos preços dos produtos (KIMURA, 1998). Esses riscos incrementam a volatilidade dos preços das commodities agropecuárias e suscitam os agentes econômicos a buscarem proteção contra a volatilidade dos preços. Nesse sentido, operações de *hedge* propiciam aos agentes a diminuição da exposição ao risco de mercado causado pelas variações de preços no futuro.

No mercado futuro, o produtor pode fazer um *hedge* de venda para segurar o preço de venda de determinado produto no futuro e não ter incerteza sobre sua receita, enquanto o comprador pode fazer um *hedge* de compra para segurar seu custo.

O mercado futuro possui duas funções básicas: ser o centro de descoberta do preço à vista no futuro e fornecer *hedge* contra o risco de flutuação de preço (WORKING, 1962). A eficiência do mercado futuro com relação à sua primeira função normalmente é constatada a partir da confirmação de relação de longo prazo e causalidade entre os mercados à vista e futuro, sendo essas as relações que propiciam ao investidor prever o preço à vista no futuro a partir do preço do produto no mercado futuro, e, assim, planejar as atividades agropecuárias (ALI; GUPTA, 2011). Com relação à função de oferecer *hedge*, o mercado futuro funciona como uma importante ferramenta de gerenciamento dos riscos de preços de certas commodities do agronegócio.

No Brasil, os contratos futuros são negociados na BM&FBOVESPA, tendo como objetos de negociação derivativos financeiros ou de commodities. Os contratos futuros agropecuários mais líquidos disponíveis na BM&FBOVESPA, conforme critérios do Índice de Commodities Brasil (ICB), são os contratos do boi gordo, milho, café, soja e etanol, referentes a commodities agropecuárias que estão entre as mais produzidas e exportadas pelo Brasil. Mas, apesar da proposta de proteger os investidores contra o risco de flutuação de preço de commodities, o mercado futuro também pode representar riscos para *hedgers* que não saibam como operar nesse mercado de forma eficiente, especialmente no que diz respeito ao número

de contratos que deve ser negociado de forma a minimizar o risco de preços, o que costuma ser verificado na literatura de finanças como razão ótima e efetividade de *hedge*.

Diversos trabalhos investigaram a razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge*, a exemplo dos *papers* de Ederington (1979), Myers e Thompson (1989), Baillie e Myers (1991), Kroner e Sultan (1993), Brooks, Henry e Persaud (2002), Tanaka (2005), Lazzarini (2010), Klotzle *et al.* (2011), entre outros. Nessa vasta literatura, os modelos que tem apresentado melhor desempenho em retratar a razão de *hedge* e a efetividade do *hedge* são os modelos GARCH multivariados. Esses são modelos parcimoniosos e adequados para tratar fatos estilizados presentes nas séries de preços à vista e futuros (BAILLIE; MYERS, 1991).

A razão ótima de *hedge* é definida como a proporção da posição do *hedger* no mercado à vista que deve ser protegida com uma posição oposta no mercado futuro (MYERS, 1991). Ao se considerar um investidor avesso ao risco, a razão ótima de *hedge* pode ser calculada de forma a se obter um *hedge* de mínima variância. A modelagem por regressão linear a partir de mínimos quadrados ordinários (MQO) foi a primeira metodologia a ser utilizada na literatura para calcular um *hedge* de mínima variância (EDERINGTON, 1979). Porém, a eficiência dos MQO para esse fim é questionada, por exigir homocedasticidade nos resíduos da regressão e a não existência de autocorrelação residual entre os erros da regressão. É fato estilizado na literatura que autocorrelação residual e heterocedasticidade nos resíduos da regressão ocorrem com certa frequência nas séries de preços à vista e futuro de inúmeros ativos financeiros e agropecuários (HERBST; KARE; MARSHALL, 1993; MÓL, 2005; 2009).

O rumo adotado na literatura com relação a determinação da razão ótima de *hedge* inflexionou, quando Baillie e Myers (1991) propuseram determinar a razão ótima de *hedge*, valendo-se de uma estratégia de *hedge* dinâmico, desenvolvida com a utilização de modelos GARCH multivariados, que desde então passaram a ser empregados na literatura para determinação da razão ótima de *hedge*. Nesse caso, ocorre um ajuste da razão ótima de *hedge* a partir das novas informações incorporadas nos preços, no intuito de reduzir o risco decorrente de flutuações indesejadas de preços (KRONER; SULTAN, 1993).

A determinação da razão ótima de *hedge* depende da função utilidade do investidor, sendo assim pode variar conforme o grau de aversão do investidor ao risco (HEANEY; POITRAS, 1991). Por esse motivo, uma questão que cerca o mercado futuro agropecuário é de que supostamente a razão ótima de *hedge* na entressafra deve ser maior, devido à maior incerteza sobre um possível choque de oferta (LAZZARINI, 2010).

O único estudo que tratou o diferencial de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra a partir de modelagens GARCH multivariadas foi o trabalho de Lazzarini

(2010). O estudo, entretanto, dirigido para o mercado do boi gordo, não encontrou diferencial de razões de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra. Contudo, não há registro na literatura de trabalhos que se propuseram investigar o diferencial de razão ótima de *hedge* para outras *commodities* agropecuárias brasileiras, utilizando-se de modelagens GARCH multivariadas. Sendo assim, torna-se bastante útil e relevante uma investigação mais ampla de evidências sobre o diferencial de razões de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, a partir de modelagens dinâmicas.

Tendo em vista que os investidores realizam operações de *hedge* no intuito de minimizar o risco de preço, depois de determinada a razão ótima de *hedge*, o investidor pode verificar se a variância da operação de *hedge* é menor que a de um portfólio de investimento não *hedgado*, mensurando-se assim a chamada efetividade de *hedge* (JOHNSON, 1960; STEIN, 1961). Quanto maior a efetividade de *hedge*, maior a eficiência do *hedge* em minimizar os riscos aos quais os investidores estão sujeitos no mercado à vista.

Diante do exposto, desenvolve-se o problema desta pesquisa, obtendo-se o seguinte questionamento: **Como é o desempenho das estratégias de hedge em mercados futuro brasileiros de boi, café, etanol, milho e soja?**

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo Geral

Investigar a eficiência e razão ótima de *hedge* nos mercados futuro brasileiros de boi, café, etanol, milho e soja.

1.2.2 Objetivos específicos

- Investigar a existência de uma relação de longo prazo entre os mercados à vista e futuro;
- Verificar se há direção de causalidade entre os preços à vista e futuros;
- Identificar a razão ótima de *hedge* nas operações com futuros de boi, café, milho, soja e etanol;
- Investigar presença de diferencial significativo de razões ótimas de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra para as *commodities* boi, café, milho, soja e etanol;

- Investigar se há efetividade de *hedge* para as commodities boi, café, milho, soja e etanol.

1.3 Justificativa

O mercado futuro tem sua importância ao repartir os riscos provenientes de investimentos no mercado, o que promove bem-estar à economia, pois colabora para diminuir o grau de incerteza sobre os preços no mercado financeiro, agropecuário e de biocombustíveis, representando uma expectativa de preço futuro desses ativos (GALVÃO; PORTUGAL; RIBEIRO, 2000).

No âmbito empírico, incorpora diversos indutores de risco de mercado. Para tanto, deveria exibir uma crescente elevação nas operações com futuros, o que não se observa, de forma geral, no mercado de commodities. Nesse ínterim, alguns autores como Monteiro *et al.* (2010) e Souza, Martines-Filho e Marques (2012) tem apontado a dificuldade das operações de *hedge* reproduzir boas características de garantias de preços, apontando para a ineficiência dessas operações, o que explicaria, pelo menos em parte, a não popularização dessas ferramentas no setor agropecuário de forma ampla.

Sendo assim, são necessárias investigações que observem a estrutura subjacente das estratégias de *hedge* realizadas nos mercados futuro de produtos oriundos do agronegócio. Isso implica em evidenciar se o mercado futuro tem transmitido as informações de preço eficientemente para o mercado à vista e diminuído a exposição do investidor aos riscos de flutuação de preço, tornando-se uma boa estimativa do preço à vista no futuro. Por esse motivo, especificamente, este estudo investigou a relação de longo prazo e causalidade entre as séries de preços à vista e futuros das commodities. Além disso, um mercado futuro eficiente, no sentido de ser o centro de descoberta do preço à vista no futuro, torna-se uma importante ferramenta no planejamento das atividades agropecuárias.

Outrossim, a existência de cointegração entre os preços à vista e futuros deve ser levada em consideração nos modelos de *hedge* dinâmico, incluindo-se o mecanismo de correção de erro (MCE) no modelo, de forma a se recuperar as informações de longo prazo que são perdidas na diferenciação das séries e obter uma estimativa não viesada da razão ótima de *hedge* (KRONER; SULTAN, 1993).

Nesta pesquisa, utilizou-se de modelos GARCH para o cálculo da razão ótima de *hedge*, que são aqueles apontados na literatura como os mais adequados para a estratégia de *hedge* dinâmico (BAILLIE; MYERS, 1991; KRONER; SULTAN, 1993). Será utilizada ainda a estratégia de *hedge* estático via regressão linear por meio do MQO sugerida por Ederington

(1979), para fins de comparação entre as estratégias de *hedge* dinâmico e estático. Espera-se que com o uso da estratégia de *hedge* dinâmico o *hedger* incorra em menores riscos decorrentes da flutuação de preços do mercado, conforme vem apontando a literatura sobre razão ótima e efetividade de *hedge*.

Os contratos futuros de boi gordo, café, etanol, milho e soja foram selecionados como objetos deste estudo por serem os contratos futuros mais líquidos da BM&FBOVESPA e por apresentar características de mercado distintas, conforme critérios do Índice Commodity Brasil (ICB). Sendo que os contratos futuros de milho e etanol ainda não foram objeto de investigações que tratam de estratégia de *hedge* dinâmico, logo, esta pesquisa enriquecerá a literatura nacional com mais evidências sobre tais commodities.

Este trabalho contribui com a literatura de finanças no sentido de investigar o possível diferencial de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, a partir da estratégia de *hedge* dinâmico. A importância dessa investigação está na falta de consenso nos resultados de trabalhos anteriores que trataram o fenômeno a partir da modelagem estática (SILVEIRA; FERREIRA FILHO, 2003; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO, 2008; OLIVEIRA NETO. FIGUEIREDO; MACHADO, 2009) e na escassez da literatura de *hedge* dinâmico, abordando o diferencial de razão ótima de *hedge*. Além disso, os contratos de café, etanol e soja ainda não foram objeto desse tipo de investigação.

Esta pesquisa diferencia-se daquela realizada por Lazzarini (2010), pois expande o estudo para outras *commodities* agropecuárias e não busca apenas identificar a razão ótima e efetividade de *hedge*, mas também verificar a eficiência do mercado futuro a partir da identificação de relação de longo prazo e causalidade entre as séries de preço à vista e futuro.

Nesta pesquisa, analisou-se o contrato do boi gordo para fins de comparação com o estudo de Lazzarini (2010), tendo em vista a possibilidade de este estudo gerar resultados diferentes, em razão da janela de dados utilizada.

Por fim, investigou-se a efetividade de *hedge* para averiguação da proporção de variância eliminada através da operação no mercado futuro com a razão ótima de *hedge*, tendo em vista que a intenção do *hedger* é minimizar riscos. Uma efetividade baixa significa que a estratégia de *hedge* escolhida é ineficiente na redução de riscos.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DE HEDGE

Hedge é uma combinação de investimentos nos mercados à vista e futuro, de forma a se obter uma carteira que minimize o risco ou maximize a utilidade do *hedger* (CHEN; LEE; SHRESTA, 2003). Dentro dessa perspectiva, denomina-se razão ótima de *hedge* a proporção de contratos futuro que o *hedger* comprará ou venderá para cada unidade do ativo no mercado à vista, de forma que os riscos sejam minimizados e o retorno maximizado, aumentando assim a utilidade do *hedge* (ANDERSON; DANTHINE, 1981; BENNINGA; ELDOR; ZILCHA, 1984; LENCE, 1995).

A razão ótima de *hedge* vai depender da função utilidade de cada agente, pois há agentes que procuram maximizar a utilidade esperada do retorno, mas, dependendo do grau de aversão ao risco do agente, a busca pode ser por minimizar a variância do retorno, ou ainda encontrar um ponto de equilíbrio que maximize o retorno dado um nível aceitável de risco (HEANEY; POITRAS, 1991). Mas definir a função utilidade dos agentes é um trabalho muito complexo, por isso é preferível assumir que os preços futuros seguem um processo *Martingale*, ou seja, que os retornos do preço futuro são iguais à zero, de tal forma que, ao optar por minimizar o risco, o *hedger* também irá maximizar a utilidade esperada do retorno, sendo possível assim computar a razão ótima de *hedge* sem que seja necessário conhecer o parâmetro de aversão ao risco do agente (BENNINGA; ELDOR; ZILCHA, 1984; BAILLIE; MYERS, 1991).

O *hedge* de mínima variância considera o *hedger* como um agente infinitamente avesso ao risco, que busca uma combinação do lucro com o menor risco possível na operação (JOHSON, 1960; STEIN, 1961; EDERINGTON, 1979). As suposições para o *hedge* de variância mínima foram descritas por Kroner e Sultan (1993) da seguinte forma:

Supondo que um agente tenha negociado um número de contratos futuro h na posição vendedora, o retorno do portfólio r do agente será:

$$r = s - hf \tag{1}$$

Onde s e f são os preços à vista e futuro, respectivamente. Aplicando a noção de utilidade média variância, tem-se:

$$EU(r) = E(r) - \gamma Var(r) \tag{2}$$

Onde γ é o grau de aversão ao risco do agente ($\gamma > 0$). O investidor resolve então maximizar a sua utilidade esperada:

$$\max EU(r) = \max\{E(s) + hE(f) - \gamma[\sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{sf}]\} \quad (3)$$

Evidenciando h , tem-se a razão ótima de *hedge* da carteira do agente:

$$h = \frac{E(f) + 2\gamma\sigma_{sf}}{2\gamma\sigma_f^2} \quad (4)$$

Supondo que os preços futuro seguem um processo martingale ($E(f_1) = f_0$), então a equação é reduzida para:

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (5)$$

Onde h é a razão ótima de *hedge*, σ_{sf} é a covariância entre os preços à vista e futuro e σ_f^2 é a variância do preço futuro, o que é similar ao parâmetro de inclinação β da regressão linear, de forma que Ederington (1979) estima a razão ótima de *hedge* por meio de regressão, utilizando-se do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). O algoritmo de Mínimos Quadrados Ordinários busca minimizar a variância, a partir da soma dos quadrados dos resíduos da regressão. Como a regressão linear exige que as variáveis regredidas sejam estacionárias e as séries de preços à vista e futuros normalmente são estacionárias na primeira diferença, na literatura a razão ótima de *hedge* por MQO normalmente é dada pela equação 6:

$$\Delta s = \alpha + h\Delta f + \varepsilon \quad (6)$$

Onde s e f são os preços à vista e futuros dos ativos, respectivamente, h é a razão ótima de *hedge* e ε são os resíduos da regressão.

Como a intenção de um investidor que faz um *hedge* é de minimizar a variância dos preços, correndo assim menos riscos, é importante verificar se a estratégia de *hedge* adotada cumpre o seu papel. Nesse sentido, Ederington (1979) sugere verificar a efetividade do *hedge*, que é a redução percentual da variância da operação de *hedge*, conforme a equação 7:

$$e = \frac{VAR(U) - VAR(H)}{VAR(U)} \quad (7)$$

Onde “ e ” é a efetividade da estratégia de *hedge*, $VAR(H)$ a variância na receita de um portfólio *hedgeado* em sua razão ótima, e $VAR(U)$ é a variância na receita de um portfólio no qual não é realizada operação de *hedge*. A variância da receita dos portfólios pode ser calculada conforme as equações 8 e 9.

$$VAR(U) = \sigma_s^2 \quad (8)$$

$$VAR(H) = \sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{sf} \quad (9)$$

Nas equações 8 e 9, σ_s^2 é a variância do preço à vista, σ_f^2 é a variância do preço futuro, σ_{sf} é a covariância entre os preços à vista e futuros e h é a razão ótima de *hedge*. Essa forma de estimar a efetividade do *hedge* é denominada de critério de redução da variância. A efetividade pode ser medida através do R^2 da regressão linear, pois a efetividade do *hedge* é obtida a partir da correlação entre os retornos à vista e futuros, da mesma forma como se obtém o R^2 da regressão (EDERINGTON, 1979).

Embora tenha sido amplamente utilizado na literatura até os anos 1990, o método de estimação da razão ótima de *hedge* via MQO pode gerar uma regressão espúria, caso os resíduos sejam autocorrelacionados (MYERS; THOMPSON, 1989). Para contornar tais questões, foram propostos modelos de regressão via MQO generalizados, que consideram as séries em nível ou em primeira diferença para estimar a razão ótima de *hedge*, conforme as equações 10 e 11 (MYERS; THOMPSON, 1989):

$$s_t = \alpha_0 + hf_t + \sum_{i=1}^m \alpha_t s_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_t f_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_t K_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta s_t = \alpha_0 + h\Delta f_t + \sum_{i=1}^m \beta_t \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_t \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_t \Delta K_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Nas equações acima s_t e f_t são, respectivamente, o preço à vista e o preço futuro no período t , s_{t-i} e f_{t-i} são os preços à vista e futuro defasados, K é um termo exógeno, que pode ser, por exemplo, uma variável *dummy* de safra ou entressafra, m é a quantidade de defasagens do modelo, Δ é o operador de diferença e h é a razão ótima de *hedge* que se busca estimar.

Os modelos gerados a partir da técnica de MQO tem sido objeto de discussões, desde que Cecchetti, Cumby e Figlewski (1988) encontraram evidências de autocorrelação e heterocedasticidade entre os preços e retornos à vista e futuros. Desde então, a literatura tem apontado para as mesmas evidências e a razão ótima de *hedge* deixou de ser considerada estática, como aquela estimada pelos modelos de Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989)

e passou-se a considerar que ela varia ao longo do tempo. Sendo assim, ainda no contexto de *hedge* de mínima variância, a razão ótima de *hedge* deve ser estimada por modelos capazes de lidar com a heterocedasticidade condicional, ou seja, que permitam obter uma razão ótima de *hedge* com variâncias inconstantes no tempo. Tais considerações deram origem ao chamado *hedge* dinâmico.

Entende-se por *hedge* dinâmico aquele em que há um ajuste diário da razão ótima de *hedge* a partir das novas informações incorporadas ao preço, o que deve diminuir o risco de variação de preços (GAGNON; LYPNY; MCCURDY, 1998). Para Kroner e Sultan (1993), através das estratégias de *hedge* dinâmico, a razão ótima de *hedge* passa a ser definida pela equação 12:

$$h_t = \frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_{f,t}^2} \quad (12)$$

Onde $\sigma_{sf,t}$ é a covariância entre os preços à vista e futuros no período t e $\sigma_{f,t}^2$ é a variância da série de preços futuros no período t.

Os modelos de *hedge* dinâmico foram estimados via modelos ARCH univariados (CECCHETTI; CUMBY; FIGLEWSKI, 1988) e, em seguida, generalizados para estimação a partir de modelos GARCH multivariados (BAILLIE; MYERS; 1991; MYERS, 1991; KRONER; SULTAN, 1993), de forma que se passou a tratar a heterocedasticidade de forma mais parcimoniosa e a considerar a correlação entre as séries de preços à vista e futuros na estimação da razão ótima de *hedge*. Discussões sobre o modelo ARCH se encontram em Engle (1982), já sobre modelos GARCH multivariados podem ser encontradas em Bauwens, Laurent e Rombouts (2006) e Silvennoinen e Terasvirta (2008).

3 REVISÃO DA LITERATURA

Estudos sobre a determinação da razão ótima e efetividade de *hedge*, tanto na literatura internacional, a exemplo de Baillie e Myers (1991), Kroner e Sultan (1993), Bera, Garcia e Roh (1997), Switzer e El-Khoury (2006), Ku, Chen e Chen (2007) e Power e Vedenov (2008), quanto em estudos nacionais como Tanaka (2005), Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), Klotzle *et al.* (2011) e Caldarelli e Souza (2011), indicam que os métodos de *hedge* dinâmico são matematicamente superiores aos métodos de *hedge* estático, normalmente estimado por MQO. O **Quadro 1** e o **Quadro 2** esboçam esses resultados.

Quadro 1 – Revisão da literatura internacional

Ano	Autores	Mercadorias	Estratégia de <i>hedge</i>	Medição da efetividade	Melhor estratégia
1991	Baillie e Myers	Boi, café, milho, algodão, ouro e soja	VECH diagonal (1,1) e MQO	Redução da variância	VECH diagonal
1991	Myers	Trigo	VECH diagonal (1,1) e MQO	Redução da variância.	VECH diagonal, porém, com diferença pequena
1993	Kroner e Sultan	Libra, Dólar Canadense, Marco Alemão, Iene e Franco Suíço	MGARCH (1,1) com correção de erros e MQO	Redução da variância e Maximização da utilidade	GARCH com correção de erros
1997	Bera, Garcia e Roh	Milho e soja	VECH diagonal (1,1) definido positivo sem MCE, VECH diagonal (1,1), MQO e RCAR	Redução da variância e Maximização do retorno	VECH diagonal
2002	Brooks, Henry e Persaud	FTSE 100	BEKK simétrico (1,1), BEKK assimétrico (1,1) e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância	Dentro da amostra o BEKK simétrico, fora da amostra o BEKK assimétrico por uma pequena diferença

2004	Alizadeh e Nomikos	FTSE e S&P500	Mudança de Regime de Markov, GARCH e MQO	Redução da variância	Mudança de Regime de Markov foi superior por uma diferença pequena
2006	Switzer e El-Khoury	Petróleo <i>Light Sweet</i>	BEKK simétrico (1,1), BEKK assimétrico (1,1), MQO e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância	BEKK assimétrico com diferença de desempenho pequena em relação ao BEKK simétrico
2007	Ku, Chen e Chen	Libra e Iene	DCC (1,1), MGARCH (1,1), MQO e ECM	Redução da variância	DCC
2007	Lee e Yoder	Milho e ouro	BEKK (1,1), BEKK simétrico com mudança de regime de Markov	Redução da variância	BEKK com regime de mudança de Markov obteve uma diferença insignificante em relação a BEKK
2008	Hsu, Tseng e Wang	S&P500 e FTSE100, USD/SWF e MSCI-SWI	Gaussian Cópula (1,1), Clayton Cópula (1,1), Gumbel Cópula (1,1), DCC (1,1), CCC (1,1) e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância	Gaussian Cópula
2008	Power e Vedenov	Milho e farelo de soja	Kernel Cópula (1,1), BEKK (1,1) e MQO	Redução da variância	Kernel Cópula com uma redução da variância medíocre em relação ao BEKK
2011	Chang, McAller e Tansuchat	Petróleo bruto	DCC (1,1), BEKK (1,1), BEKK diagonal (1,1), CCC (1,1) e VARMA (1,1)	Redução da variância	BEKK diagonal

Fonte: Elaborado pela autora.

Quadro 2 – Revisão da literatura brasileira

Ano	Autores	Mercadorias	Estratégia de <i>hedge</i>	Medição da efetividade	Melhor estratégia
2005	Tanaka	Dólar	BEKK Diagonal (1,1) e MQO.	Redução da variância	BEKK diagonal
2006	Bitencourt, Silva e Sáfadi	Boi gordo	BEKK (1,1) e MQO	Redução da variância apenas para MQO	BEKK
2008	Müller, Moura e Lima	Café	BEKK diagonal (1,1) com distribuição t de Student, VEC (3) e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância	BEKK diagonal com pequena diferença em relação ao VEC
2009	Monteiro e Bueno	Ibovespa	Mudança de Regime de Markov, MQO e MCE	Redução da variância e utilidade	Mudança de Regime de Markov obteve uma diferença pequena
2010	Monteiro <i>et al.</i>	Boi gordo	BEKK diagonal (1,1) com distribuição t de Student e termo de correção de erro	Redução da variância	-
2011	Klotzle <i>et al.</i>	Dólar comercial	BEKK diagonal simétrico (1,1), BEKK diagonal assimétrico (1,1), MQO e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância	BEKK diagonal assimétrico, porém, o resultado foi semelhante ao do BEKK simétrico
2011	Caldarelli e Souza	Soja	BEKK (1,1), MQO e <i>hedge</i> ingênuo	Redução da variância e Maximização do retorno	BEKK.
2012	Freitas, Santos e Almeida	Açúcar	BEKK diagonal (1,1) e VEC (4)	Redução da variância e <i>Value at Risk</i>	BEKK, porém, a diferença no desempenho foi pequena

Fonte: Elaborado pela autora.

Tanto na literatura internacional, quanto na nacional, os preços e retornos à vista e futuros apresentam algumas características comuns (fatos estilizados), como assimetria,

excesso de curtose, não normalidade, autocorrelação nos retornos quadráticos, heterocedasticidade, estacionariedade em primeira diferença e cointegração.

O método estimador do GARCH multivariado mais utilizado na literatura é o BEKK de Baba, Engle, Kraft e Kronner (1990), tanto na sua versão completa, quanto na versão diagonal, com especificação GARCH (1,1). Já a efetividade do *hedge* é amplamente medida através do método de redução da variância. O método de estimação BEKK tem se popularizado na literatura especializada, devido às suas propriedades matemáticas, ao gerar estruturas de estimação mais parcimoniosas e garantindo que as variâncias individuais geradas pelo modelo não sejam negativas. Ademais, o modelo de especificação (1,1) é tido como o mais robusto para as séries financeiras, além de exigir a estimação de menor número de parâmetros.

Proposições alternativas para o BEKK têm sido encontradas na literatura, a exemplos dos modelos com Mudança de Regime de Markov (ALIZADEH; NOMIKOS, 2004; LEE; YODER, 2007; MONTEIRO; BUENO, 2009), Cópula GARCH (POWER; VEDENOV, 2008) e BEKK assimétrico (BROOKS; HENRY; PERSAND, 2002; SWITZER; EL-KHOURY, 2006; KLOTZLE *et al.*, 2011). Entretanto, em estudos comparados, essas modelagens geraram resultados timidamente superiores ao tradicional BEKK, com a exigência de um esforço computacional exponencialmente maior. O modelo BEKK com termo de correção de erro foi utilizado por Monteiro *et al.* (2010), mas não teve seus resultados comparados com os de outros métodos de estimação.

Há estudos que se propuseram a investigar as diferenças de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra. A razão para isso se deve ao fato de, no período de entressafra, “haver uma maior incerteza na formação do preço, ocasionado, principalmente, por informações especulativas, previsões de safras e pela probabilidade de ocorrer problemas climáticos e até mesmo, catástrofes” (FONTES; CASTRO JUNIOR; AZEVEDO, 2005). Por esse motivo, se espera que a razão ótima de *hedge* aumente no período da entressafra, pois é natural que os investidores queiram se proteger mais quando o mercado apresenta potencialmente maiores níveis de riscos.

Foram desenvolvidos apenas quatro estudos que investigaram o diferencial na razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, todos na literatura brasileira, como pode ser observado no **Quadro 3**.

Embora se espere que a razão ótima de *hedge* seja maior na entressafra, estudos vem apontando, para algumas *commodities*, o inverso. Entretanto, os estudos que fizeram esse apontamento utilizaram a metodologia de Ederington (1979), a partir das regressões lineares. Até o momento, o estudo que utilizou modelos de *hedge* dinâmico para analisar esse fenômeno

foi Lazzarini (2010), que apontou não haver diferença entre as razões ótimas de *hedge* da safra e da entressafra para o mercado do boi gordo, no período de 2000 a 2009.

Quadro 3 – Revisão da literatura sobre o diferencial de razão ótima de *hedge*

Ano	Autores	Mercadorias	Estratégia de <i>hedge</i>	Medição da efetividade	Resultado
2003	Silveira e Ferreira Filho	Boi gordo e bezerro	MQO com <i>dummy</i> de safra e entressafra	Redução da variância	A razão ótima de <i>hedge</i> e efetividade foi maior na safra para o boi, e na entressafra para o bezerro. Porém, o resultado não foi significativo para o bezerro
2008	Oliveira Neto e Figueiredo	Boi gordo	MQO com <i>dummy</i> de safra e entressafra	Redução da variância	A razão ótima de <i>hedge</i> foi maior na safra
2009	Oliveira Neto, Figueiredo e Machado	Milho	MQO com <i>dummy</i> de safra e entressafra	Redução da variância	A razão ótima de <i>hedge</i> foi maior na safra
2010	Lazzarini	Boi gordo	BEKK, DCC-TT, DCC-E, BEKK com <i>dummy</i> de safra e BEKK com <i>dummy</i> de entressafra	Redução da variância e Aumento do Índice de Sharpe	A razão ótima de <i>hedge</i> foi semelhante na safra e entressafra. Os modelos DCC obtiveram desempenho superior, com destaque para o DCC-E, porém, não tiveram boa capacidade de previsão

Fonte: Elaborado pela autora.

4 CARACTERIZAÇÃO DOS CONTRATOS FUTURO EM ESTUDO

Os contratos futuros das commodities em estudo possuem características distintas. O **Quadro 4** resume as principais características dos contratos futuros agropecuários mais líquidos da BM&FBOVESPA.

O primeiro contrato futuro agropecuário lançado na BM&FBOVESPA foi o do café arábica, em 1978. Já o contrato futuro do etanol hidratado é um dos mais recentes, cujas negociações foram iniciadas em 2010.

Os contratos de café e de soja são cotados em Dólares dos EUA por saca, sendo o câmbio determinado pela taxa PTAX de venda. Os demais contratos são cotados em Reais, sendo o boi cotado em Reais por arroba, o etanol em Reais por metro cúbico e o milho em Reais por saca. Os contratos de boi e de café possuem vencimento mensal, enquanto os demais têm vencimento restrito a alguns meses do ano. O contrato de café é o único que ainda não prevê a possibilidade de liquidação financeira.

Quadro 4: Características das commodities estudadas

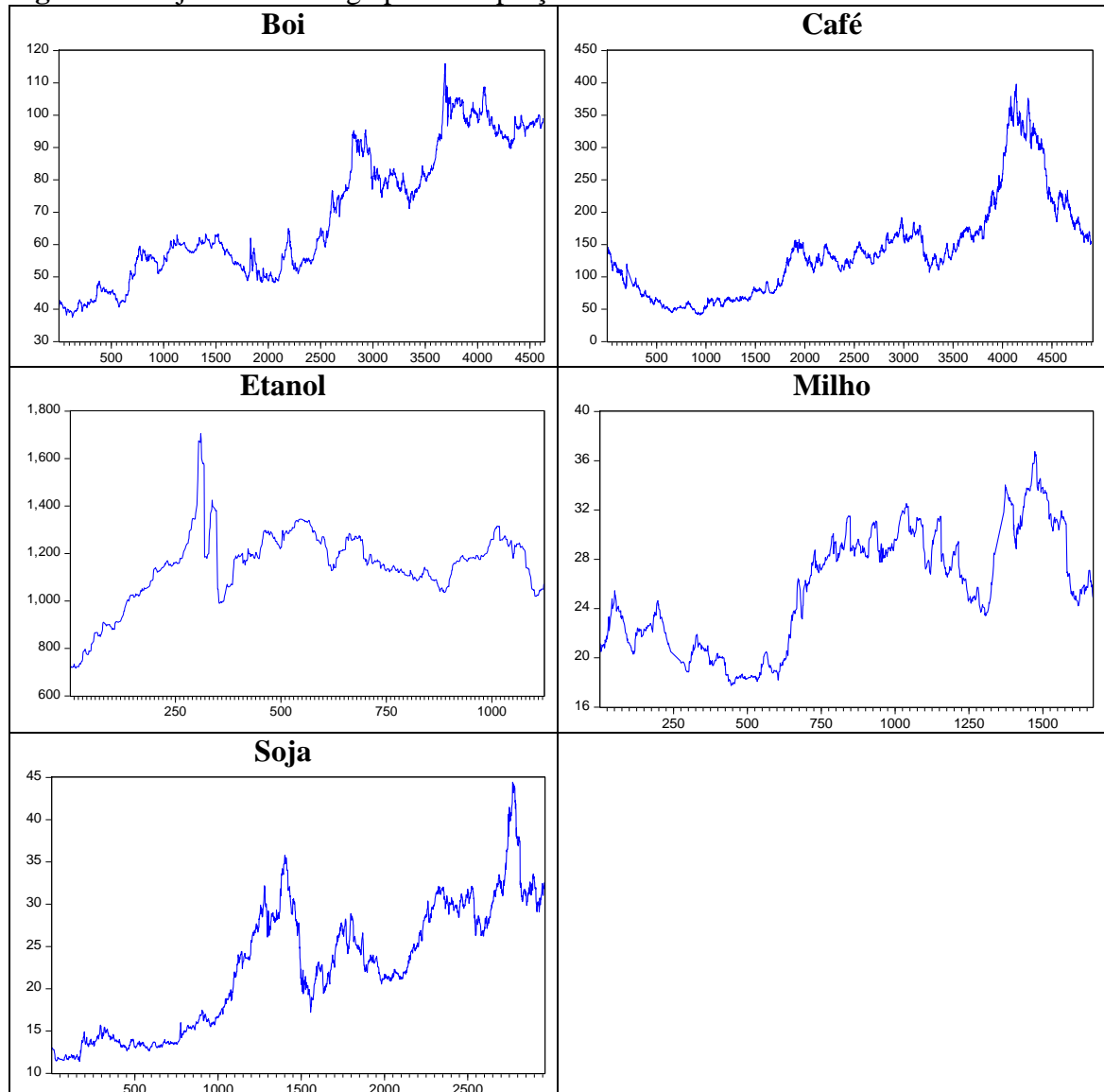
	Boi Gordo	Café Arábica	Etanol Hidratado	Milho	Soja
Ano de lançamento no Mercado Futuro	1980	1978	2010	1996	1993
Cotação no Mercado Futuro	Reais por arroba líquida	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60kg	Reais por metro cúbico	Reais por saca de 60 quilos líquidos	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60kg
Tamanho do contrato futuro	330 arrobas líquidas	100 sacas de 60Kg líquidos	30 metros cúbicos líquidos	450 sacas de 60kg líquidos	450 sacas de 60kg líquidos
Meses de vencimento do contrato futuro	Todos os meses	Março, maio, julho, setembro e dezembro	Todos os meses	Janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro	Março, abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e novembro
Liquidação financeira	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Centro de formação de preço	São Paulo	São Paulo	Paulínia/SP	Campinas/SP	Paranaguá/PR
Safra	Novembro a maio	Julho a dezembro	Abril a novembro	Janeiro a maio e junho a dezembro	Fevereiro a maio

Fonte: Elaborado pela autora com dados da BM&FBOVESPA, Conab e Embrapa.

Ainda no **Quadro 4** tem-se a informação dos períodos de safra de cada commodity, sendo que o milho possui uma particularidade, pois tem 2 safras no ano. A 1ª safra do milho ocorre no verão, de janeiro a maio, enquanto a segunda safra, também conhecida como safrinha ou safra de inverno, ocorre de maio a setembro. Conforme a Conab, na região sudeste, onde se encontra Campinas, que é o centro de formação do preço do milho na BM&FBOVESPA, mais de 50% da produção do milho ocorre na safra de verão, com pouca participação da safrinha, em média 12,3% de 2008 a 2013.

A **Figura 2** exibe a trajetória do preço futuro para o boi gordo, café, milho, etanol e soja em longo prazo até 14/06/2013. As séries de boi e café datam desde o ano 2000, a de etanol desde 2010, a de milho desde 2008 e a de soja desde 2004.

Figura 2: Trajetória em longo prazo do preço futuro das commodities estudadas



Fonte: Elaborado pela autora com dados da BM&FBOVESPA obtidos no Bloomberg.

5 METODOLOGIA

5.1 SÉRIES ESTUDADAS

As séries históricas utilizadas neste estudo compreendem os preços diários à vista e futuros do boi, café, etanol, milho e soja. Para os preços à vista, utilizou-se o índice ESALQ/BM&F do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). A série de preços futuros é aquela cujo contrato é negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros BOVESPA (BM&FBOVESPA). Os preços à vista das commodities foram obtidos no CEPEA. Já os preços futuros foram obtidos através do Bloomberg.

A amostra compreende o período de 19/05/2010 até a data de 14/06/2013, excluindo-se feriados e demais dias em que não houve informação de preço da commodity no mercado futuro e/ou no à vista. A escolha da janela temporal se deu em razão da série de etanol (mais recente) que teve seu preço computado no mercado futuro brasileiro pela primeira vez em 19/05/2010. A única exceção é para a série de soja, que tem uma janela de estimação menor, compreendida entre 19/05/2010 a 31/08/2012, em razão de não ajuste do modelo BEKK-GARCH aos dados, ao se considerar na amostra o período entre 01/09/2012 a 14/06/2013.

O uso da mesma janela de tempo para boi, café, etanol e milho se justifica, pois mesmo embora essas commodities não venham a ser comparadas de forma direta, guardam, em si, a mesma estrutura de informação macroeconômica. Ainda, para o caso do boi a janela permite comparar diretamente os resultados com o trabalho de Lazarinni (2010). Foram calculados os log-preços à vista e futuros e os log-retornos dos preços à vista e futuros das commodities em estudo.

Para os testes de raiz unitária, utilizou-se os log-preços de todas as commodities e, em seguida, os testes foram realizados com as variáveis em primeira diferença. Para identificação de cointegração entre os preços à vista e futuros, utilizou-se os log-preços quando estes são integrados de mesma ordem. Na modelagem do VEC e do BEKK-GARCH diagonal, foram empregados os log-preços à vista e futuros, quando estes apresentaram cointegração. No teste de causalidade e na modelagem da regressão linear por MQO, foram utilizados os log-retornos.

5.2 PROCEDIMENTOS DE ANÁLISE E TESTES

No intuito de constatar se há uma relação de longo prazo entre os preços à vista e futuros, utilizou-se o teste de cointegração de Johansen, no qual os testes de traço e máximo autovalor

foram utilizados para verificar a presença de cointegração, sob a hipótese nula de não haver cointegração. Há de se atentar ainda que o número de vetores de cointegração deve ser menor que o número de variáveis testadas, caso contrário haverá indícios de que as variáveis testadas são estacionárias, logo, não haverá sentido em se verificar a presença de cointegração (ENDERS, 2010).

O número ideal de defasagens ou lags para o teste de cointegração foi obtido a partir do teste de Ljung-Box aplicado sobre os resíduos da modelagem VEC, considerando-se como ideal o número mínimo de lags capaz de eliminar a autocorrelação residual no VEC. Mais detalhes sobre o teste de Ljung-Box encontram-se em Enders (2010).

Como apenas variáveis integradas de mesma ordem podem ser cointegradas, antes de se proceder com o teste de cointegração, verificou-se a estacionariedade dos log-preços à vista e futuros a partir dos testes ADF e PP. Para mais informações sobre esses testes, consultar Enders (2010). Empregou-se o teste KPSS, como forma de complementar o resultado do teste ADF. Os testes ADF e PP possuem a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade da série. Já o teste KPSS tem por hipótese nula a estacionariedade e por hipótese alternativa a presença de raiz unitária.

É sabido que os testes ADF, PP e KPSS não são robustos na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados, no sentido de não rejeitar a hipótese nula mesmo quando as séries são estacionárias (PERRON, 1989). Sendo assim, aplicou-se os testes de Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997), que são robustos à quebras estruturais, ambos tendo como hipótese nula a não estacionariedade contra a hipótese alternativa de estacionariedade com uma quebra estrutural.

Desde a década de 1980, diversos testes de estacionariedade com quebra estrutural foram propostos (PERRON, 1989; ZIVOT; ANDREWS, 1992; PERRON; VOGELSANG, 1992; PERRON, 1997). Zivot e Andrews (1992) inovaram, ao propor um teste de estacionariedade que não exigisse que o pesquisador soubesse previamente a data da quebra estrutural, sendo o ponto de ruptura determinado de forma endógena, a partir dos dados e, assim, o teste de Zivot e Andrews (Z-A) tornou-se a principal metodologia utilizada para testar estacionariedade na presença de quebra estrutural. Perron (1997) é o segundo teste de estacionariedade mais utilizado na literatura, adaptando o teste de Perron (1989) para que o ponto de ruptura seja determinado endogenamente, a exemplo do teste Z-A. Como nesta pesquisa não se conhece a data de possíveis quebras estruturais das séries, optou-se por utilizar os testes de Z-A e Perron (1997).

Para verificar se o mercado futuro tem cumprido o seu papel de transmissão de informações de preços para o mercado à vista, o teste mais utilizado é o de Causalidade de Granger. Porém, para verificar a causalidade entre séries cointegradas, deve-se atentar que informações de curto prazo são perdidas no processo de diferenciação, mas podem ser recuperadas ao se adicionar os resíduos da equação de cointegração na equação do teste de Causalidade de Granger, de forma que esses resíduos corrijam os desequilíbrios entre as séries no curto prazo, levando-as a um equilíbrio de longo prazo (GRANGER, 1988).

Pelos motivos já citados acima, neste estudo, para verificar a causalidade entre as séries, utilizou-se a metodologia de Demetriades e Hussein (1996), na qual o resíduo da equação de cointegração é empregado como mecanismo de correção de erro na constituição de um vetor auto-regressivo com correção de erro (VEC).

Com a modelagem VEC, é possível verificar se há causalidade da variável independente em relação a dependente, a partir da constatação da significância dos coeficientes, que devem ser diferentes de zero com base no teste t, ou ainda testar se há causalidade conjunta das variáveis a partir do teste F (DEMETRIADES; HUSSEIN, 1996).

A modelagem VEC se altera com relação à possibilidade de inserção de tendência determinística e intercepto na equação de cointegração e de intercepto no VEC. Nesse sentido, há 4 especificações possíveis para a estimação do VEC (JOHANSEN, 1995):

- 1) dados sem tendência determinística: sem intercepto e tendência na equação de cointegração e no VAR;
- 2) dados sem tendência determinística: intercepto na equação de cointegração e sem intercepto no VAR;
- 3) dados com tendência determinística linear: intercepto na equação de cointegração e no VAR;
- 4) dados com tendência determinística linear: intercepto e tendência na equação de cointegração e sem intercepto no VAR;
- 5) dados com tendência determinística quadrática: intercepto e tendência na equação de cointegração e intercepto no VAR.

A especificação do modelo VEC foi escolhida com base no teste de cointegração e, nos casos em que mais de uma especificação do VEC apresentou cointegração, foram utilizados os critérios de informação AIC (Critério de Informação de Akaike) e BIC (Critério de Informação Bayesiano de Schwarz) do VEC, optando-se pela especificação VEC que obtivesse os menores critérios de informação. Mais detalhes sobre o AIC e o BIC podem ser encontrados em Enders (2010).

Para ratificar o teste de causalidade do modelo VEC, utilizou-se o Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald para Exogeneidade por Blocos, recomendado por Enders (2010), para verificar a causalidade no sentido de Granger nos resíduos da modelagem VEC, cuja estatística Qui-quadrado testa a hipótese nula de que uma variável não causa outra no sentido de Granger contra a hipótese alternativa de que há causalidade.

No intuito de estimar a razão ótima de *hedge* a partir de um *hedge* dinâmico, optou-se pelo modelo BEKK-GARCH diagonal, pois, conforme Baba *et al.* (1990), esse é mais parcimonioso que o BEKK-GARCH. Vale ressaltar que o modelo BEKK-GARCH assimétrico não será utilizado porque, conforme a literatura, não vem apresentando redução significativa na variância com relação ao modelo simétrico. O mesmo acontece com relação a novos modelos como Cópula-GARCH e Regime de Markov. Dessa forma, a fim gerar a razão ótima de *hedge*, utilizou-se três métodos distintos: o modelo de regressão linear por meio do MQO, BEKK-GARCH diagonal e BEKK-GARCH diagonal com *dummy* de entressafra. A razão ótima de *hedge* foi calculada conforme a equação 12.

$$h_t = \frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_{f,t}^2} \quad (12)$$

A razão ótima de *hedge* foi calculada a partir da modelagem de regressão linear por MQO apenas para fins de comparação dos seus resultados com os do modelo BEKK-GARCH diagonal. Os pressupostos de não autocorrelação e homocedasticidade dos resíduos da regressão foram testados a partir dos testes de Ljung-Box e de White, respectivamente. O teste de Ljung-Box possui a hipótese nula de não autocorrelação, que será rejeitada, caso o X^2 calculado seja maior que o valor crítico X^2 tabelado. O teste de White tem a hipótese nula de não haver a presença de heterocedasticidade, que será rejeitada caso o valor F calculado seja maior que o valor crítico F tabelado. Quando constatada autocorrelação e/ou heterocedasticidade no modelo, os coeficientes da regressão foram reestimados utilizando o método Newey-West, de forma a se obter um modelo robusto a autocorrelação e heterocedasticidade. Mais detalhes sobre a correção de Newey-West encontram-se em Enders (2010).

No intuito de captar as dependências nas séries de preços à vista e futuros, utilizou-se uma modelagem VEC. O modelo BEKK-GARCH foi obtido a partir da especificação da modelagem VEC utilizada. Essa metodologia é proposta por Yang e Allen (2004). A especificação do modelo VEC encontra-se nas equações 17 e 18. Os testes de Ljung-Box para

autocorrelação e de White para heterocedasticidade foram aplicados sobre os resíduos da modelagem VEC utilizada.

Para verificar se há diferencial significativo de razões de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, utilizou-se o modelo BEKK-GARCH acrescido de uma variável *dummy* de entressafra para captar alguma diferença significativa entre os períodos de safra/entressafra, o que foi examinado através do teste t do parâmetro da variável *dummy*.

A efetividade do *hedge* foi calculada a partir do critério de minimização da variância, conforme a equação 7.

$$e = \frac{VAR(U) - VAR(H)}{VAR(U)} \quad (7)$$

As análises propostas neste trabalho foram implementadas a partir do software econométrico Eviews 7.0.

5.3 MÉTODOS MULTIVARIADOS PARA ESTIMAR A RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE

É um fato estilizado que matrizes de covariância dos preços de ativos financeiros variam no tempo (ENDERS, 2010). Assim sendo, para séries financeiras, é de consenso geral que modelos GARCH multivariados possuem performances superiores a modelos que não capturam a variação no tempo na matriz de covariância, a exemplo de regressões MQO.

Os modelos GARCH multivariados foram sugeridos por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). Eles são uma extensão dos modelos GARCH univariados propostos por Bollerslev (1986). De acordo com Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), o modelo GARCH multivariado pode ser formulado como:

$$\xi_t = \varepsilon_t h_t^{1/2} \quad (13)$$

Na qual ε_t representa um processo de dimensão k com média zero e variância dada por uma matriz identidade de ordem k e $E|\xi_t|\Omega_{t-1}| = 0$ e $E|\xi_t\xi_t|\Omega_{t-1}| = h_t$. h_t deve apresentar alguma forma de dependência dos valores defasados de h_t e de ε_t . Dessa forma, o ponto terminante da modelagem é a estimação dos parâmetros da matriz de covariância h_t . Assim sendo, os modelos multivariados buscam de alguma maneira estimar a matriz de covariância.

Na busca de se obter modelos GARCH mais parcimoniosos, foi desenvolvido o modelo BEKK por Baba *et al.* (1990). Formalmente, um modelo BEKK (1,1) pode ser definido como:

$$h_t = C_0 C'_0 + \sum_{K=1}^K A_{ik} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A'_{ik} + \sum_{K=1}^K B_{ik} h_{t-i} B'_{ik} \quad (14)$$

Em que ε_{t-i} é um vetor de termos de erro com defasagem de ordem i ; e C_0 , A_{ik} , B_{ik} são matrizes quadradas (NxN), e C_0 é triangular inferior, para garantir que H_t seja definida positiva. A matriz de covariâncias h_t será positiva, pois a matriz resultante de $C_0 C'_0$ é uma matriz simétrica definida positiva e os demais termos são definidos de forma quadrática. O limite de soma K é que determina a generalidade do processo.

Dentre as modelagens GARCH, a especificação GARCH (1,1) é a mais robusta em séries financeiras (BOLLERSLEV; CHOU; KRONER, 1992; KAROLYI, 1995; YANG; ALLEN, 2004). Em estudos que buscam estimar a razão ótima de *hedge* também se percebe que há uma tendência de escolha dos modelos GARCH de ordem (1,1), a exemplo dos trabalhos presentes na revisão da literatura realizada nesta pesquisa. Dessa forma, optou-se por estimar a razão ótima de *hedge* neste trabalho a partir de modelos GARCH de ordem (1,1).

No que diz respeito à parcimônia, o modelo BEKK aqui mencionado é suficientemente geral, permitindo a influência das variâncias condicionais e das covariâncias das várias séries sobre uma determina série, sem que para isso seja necessário a estimação de uma grande quantidade de parâmetros (KAROLYI, 1995).

Uma forma mais parcimoniosa do modelo BEKK, é o modelo BEKK diagonal proposto por Baba *et al.* (1990). Nesse caso, a soma do quadrado dos elementos da diagonal principal das matrizes A_{ik} e B_{ik} é menor que um. Considerando que as variáveis de interesse deste estudo são os log-preços à vista e futuros das commodities em estudo, a expansão dessas matrizes ocorre da seguinte forma para um modelo BEKK (1,1):

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 & \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} & \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (15)$$

Onde h_{ss} é a variância do log-preço à vista da commodity; h_{ff} é a variância do log-preço futuro da commodity; e h_{sf} é a covariância entre os log-preços à vista e futuros. c_{11} , c_{21} , e c_{22} são os coeficientes da constante do modelo, a_{11} e a_{22} são os parâmetros do log-preço à

vista e b_{11} e b_{22} são os parâmetros referentes ao log-preço futuro. $\epsilon_{s,t-1}^2$ é a variância dos resíduos em primeira diferença da equação onde o log-preço à vista é a variável dependente, $\epsilon_{f,t-1}^2$ é a variância dos resíduos em primeira diferença da equação onde o log-preço futuro é a variável dependente e $\epsilon_{s,t-1}\epsilon_{f,t-1}$ é a covariância entre esses resíduos em primeira diferença.

O modelo BEKK-GARCH diagonal foi estimado com distribuição t de Student, quando os dados revelaram a presença de assimetria, leptocurtose e não normalidade, conforme recomenda Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). Ademais, foi adicionada ao modelo a variável *dummy* de entressafra, de forma que foi possível verificar se há um diferencial de *hedge* entre esses períodos.

A razão ótima de *hedge* do modelo BEKK diagonal foi obtida da seguinte forma:

$$\beta_{t-1} = h_{sf,t}/h_{ff,t} \quad (16)$$

O modelo BEKK-GARCH diagonal foi obtido a partir de uma especificação VEC. A utilização desse tipo de modelagem tem como fim captar as dependências das séries de log-preços à vista e futuros, conforme recomenda Yang e Allen (2004).

A opção pelo VEC também se deu porque modelos estimados a partir de variáveis cointegradas devem introduzir o termo de correção de erro na modelagem, do contrário, o modelo poderá subestimar a verdadeira razão ótima de *hedge*, fazendo com que o *hedger* incorra em maiores custos operacionais e menor efetividade (LIEN; LUO, 1994; LIEN, 1996).

O modelo VEC é descrito por Lien e Luo (1994), conforme as equações 17 e 18:

$$\Delta s_t = C_s + \sum_{i=1}^m \beta_{si} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{si} \Delta f_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \epsilon_{st} \quad (17)$$

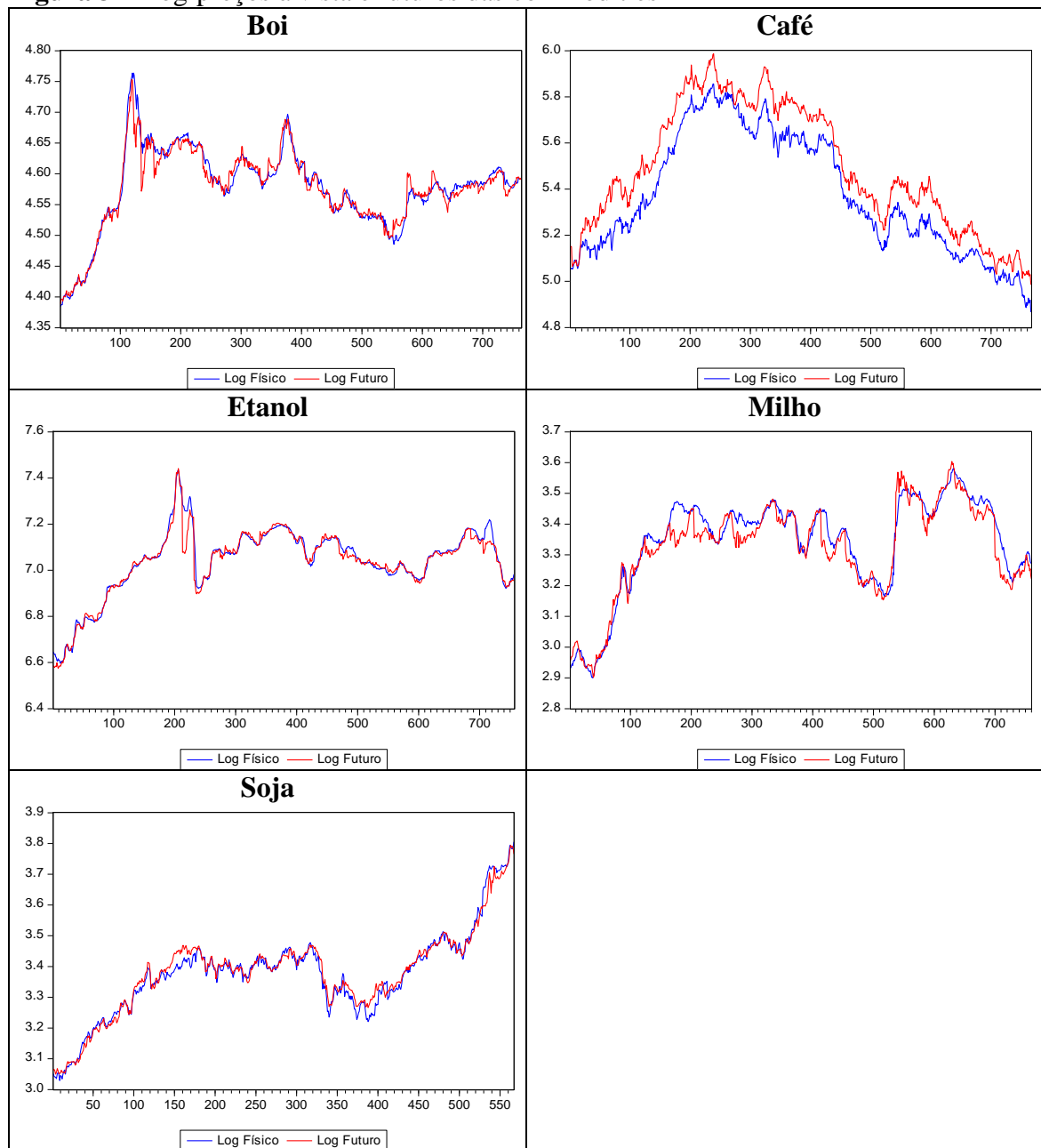
$$\Delta f_t = C_f + \sum_{i=1}^m \beta_{fi} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{fi} \Delta f_{t-i} + \gamma_f Z_{t-1} + \epsilon_{ft} \quad (18)$$

Onde C é o intercepto, β_{si} e α_{si} são coeficientes dos log-preços à vista, β_{fi} e α_{fi} são coeficientes dos log-preços futuros, e γ_s e γ_f são os coeficientes dos termos de correção de erro dos log-preços à vista e futuros, respectivamente. Z_{t-1} é o termo de correção de erro que corrige os desequilíbrios de curto prazo para que as variáveis alcancem o equilíbrio de longo prazo. ϵ_{st} e ϵ_{ft} são erros independentes e identicamente distribuídos (i.d.d.) dos log-preços à vista e futuros, respectivamente. Δ é o operador de primeira diferença e i o número de lag do modelo.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

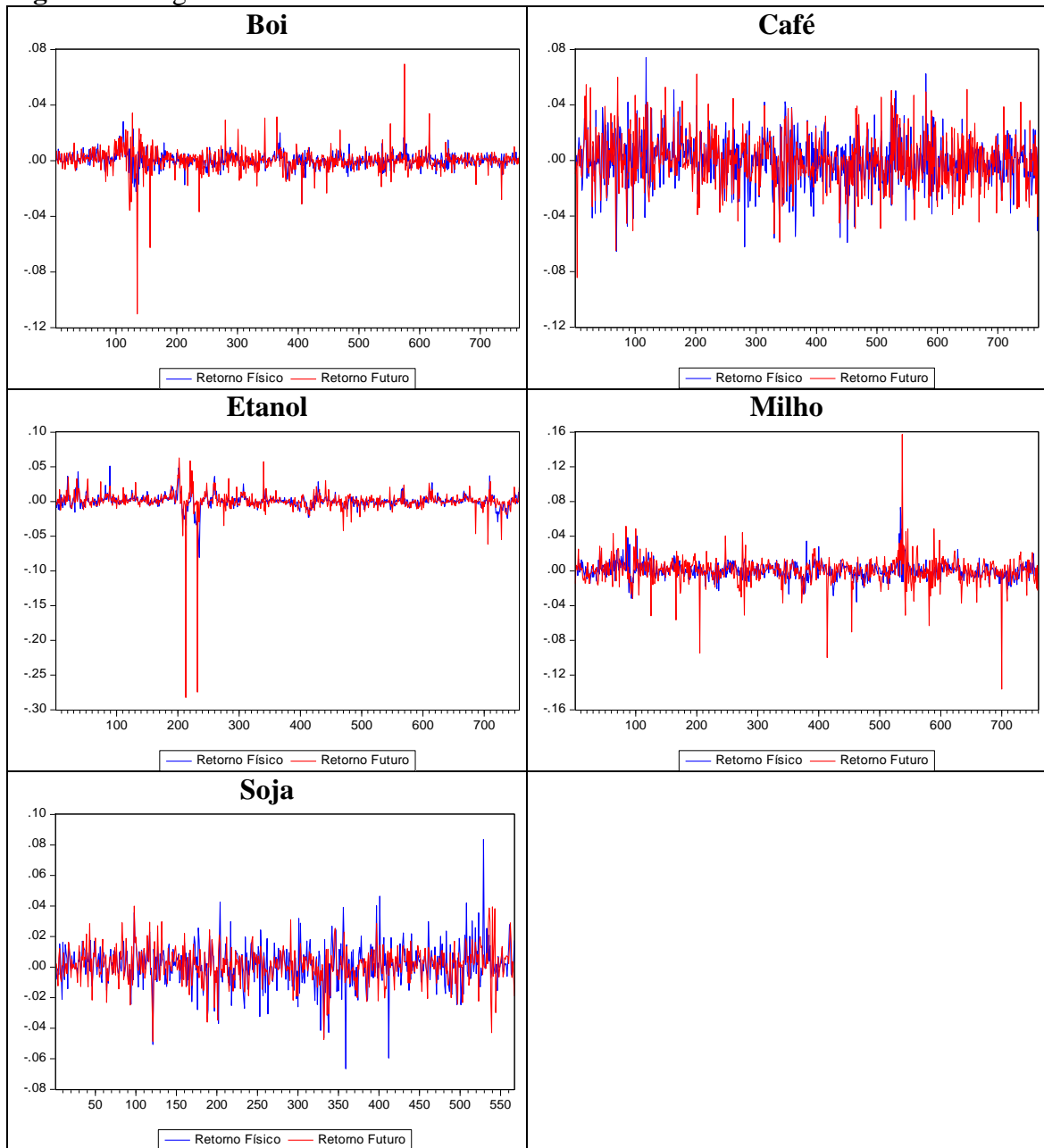
Antes de se proceder com os testes de cointegração, causalidade e estimação das razões ótimas de *hedge*, deve-se analisar como as séries de preços à vista e futuros das commodities se comportam. O comportamento dos log-preços são vistos na **Figura 3**, enquanto os log-retornos à vista e futuros podem ser visualizados na **Figura 4**.

Figura 3 – Log-preços à vista e futuros das commodities



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 4 – Log-retornos à vista e futuros das commodities



Fonte: Dados da pesquisa.

Percebe-se que as séries físicas e futuras de cada commodity se propagam com algum relacionamento e que, em alguns momentos, a série futura descola da física. É notável o comportamento diferenciado das séries do café em relação às demais, onde o preço futuro do café se mantém em patamares mais elevados que o preço à vista, mas, apesar disso, as séries possuem forte semelhança que sugere que os preços à vista e futuros do café se propagam com algum relacionamento.

As séries de retornos futuros exibem valores extremos, o que pode ser explicado pela quebra da expectativa contratual. A commodity com maior volatilidade no retorno é o café.

Tabela 3: Estatísticas descritivas dos log-preços à vista e futuros

Estatísticas	Boi		Café		Etanol		Milho		Soja	
	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro
Média	4,577560	4,576120	5,373160	5,486325	7,040867	7,034751	3,340958	3,324694	3,375512	3,380482
Mediana	4,582925	4,581134	5,303951	5,434377	7,068172	7,062192	3,386084	3,352182	3,389125	3,396855
Máximo	4,763711	4,753245	5,856189	5,986954	7,434848	7,441320	3,580737	3,604138	3,805106	3,794140
Mínimo	4,384773	4,388878	4,867688	4,987367	6,596463	6,575076	2,900322	2,901422	3,029167	3,049747
Desvio Padrão	0,066207	0,062540	0,260208	0,268642	0,145718	0,142880	0,154724	0,148151	0,144729	0,139684
Assimetria	-0,538138	-0,744594	0,211830	0,057822	-0,900396	-1,048146	-1,178467	-0,899387	0,296067	0,045906
Curtose	4,052711	4,104520	1,729031	1,727008	4,359548	4,877039	3,791184	3,580763	4,100508	3,981708
Jarque-Bera	72,15253	109,4317	57,36044	52,21616	160,5856	249,7380	195,7350	113,1409	36,89614	22,96778
(P-Valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observações	764	764	767	767	757	757	760	760	567	567

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 4: Estatísticas descritivas dos retornos à vista e futuros

Estatísticas	Boi		Café		Etanol		Milho		Soja	
	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro	À vista	Futuro
Média	0,000277	0,000271	-0,000239	-0,000215	0,000449	0,000516	0,000453	0,000330	0,001331	0,001241
Mediana	0,000194	0,000320	0,000549	-0,000150	0,000411	0,000000	0,000000	0,001033	0,001551	0,001685
Máximo	0,028223	0,069496	0,074226	0,062282	0,051137	0,062882	0,073236	0,157416	0,083676	0,039967
Mínimo	-0,030799	-0,110229	-0,065427	-0,084378	-0,080480	-0,282288	-0,035789	-0,136315	-0,066561	-0,048621
Desvio Padrão	0,005179	0,008760	0,017695	0,018238	0,009571	0,017720	0,009563	0,015843	0,013574	0,011382
Assimetria	-0,028474	-2,511011	-0,144281	0,044028	-0,621465	-10,20596	1,341406	-0,364819	-0,138690	-0,304863
Curtose	7,684255	45,75233	4,090373	4,287338	15,70520	164,0823	11,80897	27,09319	7,732429	5,294687
Jarque-Bera	698,5980	58986,61	40,65676	53,21044	5140,253	831569,1	2685,186	18398,78	529,9841	132,9476
(P-Valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observações	764	764	767	767	757	757	760	760	567	567

Fonte: Dados da pesquisa.

A **Tabela 3** apresenta as estatísticas descritivas dos log-preços à vista e futuros e a **Tabela 4** as estatísticas dos retornos. Os valores máximos e mínimos evidenciam, de forma geral, a amplitude dos log-preços e log-retornos no mercado agropecuário, tanto à vista, quanto futuro. Nota-se a presença de assimetria em todas as séries, principalmente nos retornos futuros, sendo negativa nas séries do boi, etanol e milho, e positiva nas do café e da soja. Percebe-se ainda que todos os log-preços à vista e futuros apresentam excesso de curtose, ainda que pequeno. Os retornos são leptocúrticos e apresentam maior curtose para os retornos futuros. O teste Jarque-Bera evidencia que nenhuma das séries analisadas possui uma distribuição normal.

Para testar se as séries são estacionárias foram empregados, a princípio, os testes ADF, PP e KPSS, que são amplamente utilizados na literatura. Porém, devido a presença de valores extremos nas séries, optou-se por aplicar também os testes Z-A e Perron (1997), que são robustos a quebras estruturais. No **APÊNDICE A**, os testes ADF, PP e KPSS foram realizados, levando-se em consideração a presença de uma raiz unitária em torno de um intercepto, em torno de um intercepto e uma tendência e sem intercepto e tendência.

No **APÊNDICE B**, realizaram-se os testes Z-A e Perron (1997) na presença de uma raiz unitária em torno de um intercepto, em torno de uma tendência e em torno de um intercepto e uma tendência. Os cinco testes obtiveram o mesmo resultado para todas as commodities, indicando que as séries são estacionárias em primeira diferença.

Não foi possível realizar o teste Z-A em torno de uma tendência para o boi e para o milho por problema de colinearidade perfeita. Embora o teste KPSS tenha apontado para a presença de uma raiz unitária em torno do intercepto para os retornos à vista e futuros do café, os testes Z-A e Perron (1997) comprovam que esses retornos são estacionários quando considerada a presença de quebra estrutural. Da mesma forma, os testes ADF e PP também consideram os retornos do café estacionários mesmo sem considerar quebra estrutural.

Confirmado que as séries são integradas de mesma ordem $I(1)$, prosseguiu-se estimando a modelagem VEC a partir dos log-preços à vista e futuros de cada commodity e realizando-se os testes de cointegração.

O número ideal de lag para a modelagem VEC foi definido a partir do teste de Ljung-Box aplicado aos resíduos da modelagem VEC. Percebeu-se que a autocorrelação nos resíduos só é eliminada com um VEC(4) para o boi, VEC(3) para o milho, VEC(2) para o etanol e VEC(1) para o café e a soja. Assim, realizou-se o teste de cointegração com 4 lags para o boi, 3 lags para o milho, 2 lags para o etanol e 1 lag para o café e a soja.

A **Tabela 5** evidencia os valores dos testes de traço e de máximo autovalor, seguindo o procedimento de Johansen para análise de cointegração.

Tabela 5: Teste de Cointegração de Johansen para os log-preços

Série	Modelo ¹ Testado	Lag	Teste de Traço H0: r = 0	Teste de Traço H0: r ≤ 1	Teste de Máximo autovalor H0: r = 0	Teste de Máximo autovalor H0: r ≤ 1
Boi	4	4	81,49602*	10,31897	71,17705*	10,31897
Café	2	1	27,01992*	0,260436	26,75948*	0,260436
Etanol	4	3	73,35944*	10,88678	62,47266*	10,88678
Milho	2	3	67,08285*	7,685380	59,39747*	7,685380
Soja	2	1	48,22611*	0,170780	48,05533*	0,170780

*Significante a 5%.

¹Ver especificações de modelagem VEC na página 28 desta pesquisa e em Johansen (1995).

Fonte: Dados da pesquisa.

É possível observar que os preços à vista e futuros de todas as commodities são cointegrados. Dessa forma, as séries de preços à vista e futuros possuem uma relação de longo prazo, ou seja, as trajetórias temporais dos preços à vista e futuros de cada commodity são influenciadas por qualquer desvio de seu equilíbrio de longo prazo. A presença de cointegração entre essas séries indicam que há uma relação de causalidade entre os preços à vista e futuros, porém, para que se possa observar a direção de causalidade das séries, é necessário utilizar-se de um modelo autorregressivo com vetor de correção de erro (VEC).

As modelagens VEC encontram-se na **Tabela 6** e foram estimadas a partir das equações 17 e 18. A especificação do modelo VEC foi selecionada através do teste de cointegração e dos critérios de informação AIC e BIC. O teste F indicou que os parâmetros das modelagens VEC são conjuntamente significantes, validando os modelos.

A modelagem VEC mostra a velocidade de correção dos erros de curto prazo em relação à tendência de cointegração no longo prazo. A velocidade de correção de erros, medida pelo termo de correção de erro, se mostra baixa, próxima à zero, para todas as commodities, o que pode ser explicado pelo β alto na regressão de cointegração, que em todas as modelagens ficou igual ou muito próxima a unidade. Isso indica que as séries já caminham muito próximas ao equilíbrio de longo prazo, não necessitando de uma maior velocidade de correção dos erros. Logo, as diferenças entre os preços à vista e futuros devem ser pequenas, de forma que os contratos mais líquidos do mercado futuro agropecuário brasileiro dificilmente poderiam gerar oportunidades de arbitragem para os *hedgers*.

Tabela 6: Modelagem VEC para os log-preços à vista e futuros

Equação de cointegração										
Termo de correção de erro										
	Boi		Café		Etanol		Milho		Soja	
À vista (-1)	1,000000		1,000000		1,000000		1,000000		1,000000	
Futuro (-1)	-1,074381*		-0,977858*		-1,060470*		-1,046315*		-1,032507*	
Tendência	0,000013*				0,000014					
Intercepto	0,334127		-0,007061		0,414370		0,134560		0,114921	
Correção de erro										
	Boi		Café		Etanol		Milho		Soja	
	Δ À vista	Δ Futuro	Δ À vista	Δ Futuro	Δ À vista	Δ Futuro	Δ À vista	Δ Futuro	Δ À vista	Δ Futuro
MCE¹	-0,062760*	0,174704*	-0,060581*	0,023692	-0,022720*	0,149111*	-0,058515*	0,058558*	-0,058842*	0,114559*
ΔÀ vista (-1)	0,091213*	0,440273*	-0,153868*	0,123466*	0,513991*	0,571395*	0,592735*	0,290729*	-0,063300	0,053583
ΔÀ vista (-2)	0,140716*	0,178238*			0,060047*	0,102819*	0,174094*	0,150232*		
ΔÀ vista (-3)	0,071355	-0,025952					0,121032*	0,161509		
ΔÀ vista (-4)	0,108908*	0,099818								
ΔFuturo (-1)	-0,026085	0,033008	0,237537*	-0,042673	0,026665	0,014594	-0,012879	0,070679	0,267118*	0,106330*
ΔFuturo (-2)	0,060797*	0,026208			0,042469*	0,015314	0,071172*	0,055575		
ΔFuturo (-3)	-0,027838	0,034539					0,044752*	0,045391		
ΔFuturo (-4)	0,044905*	0,015950								
C	0,000133	0,000049			0,000149	0,000171			0,001089*	0,001033*
Teste F	15,66505*	15,48314*	35,43245*	6,181653*	112,0827*	35,09795*	36,46670*	10,74265*	11,05077*	14,77621*
AIC	-14,66848		-10,73713		-12,49676		-12,24118		-12,20616	
BIC	-14,52811		-10,68254		-12,40475		-12,13711		-12,12941	

* Significante a 5%.

¹Mecanismo de Correção de Erro ou Termo de Correção de Erro.

Fonte: Dados da pesquisa

Para o boi, o etanol, o milho e a soja, considerando-se o teste t, os coeficientes do termo de correção de erro, tanto para o preço à vista, quanto para o preço futuro, são estatisticamente significativos, o que denota bicausalidade dessas séries no longo prazo. Sendo, no caso do boi, do etanol e da soja, maior a influência do preço futuro na trajetória das séries, pois sua velocidade de correção dos desvios de curto prazo é maior, colaborando mais dessa forma para manter o equilíbrio de longo prazo. Já para o milho, a influência dos preços à vista e futuros no movimento das séries é semelhante. Para o café, apenas o coeficiente do termo de correção de erro do preço à vista é significativo, o que denota possível uncausalidade do preço à vista sobre o futuro no longo prazo.

No curto prazo, percebe-se que, para todas as commodities, exceto a soja, a equação na qual o preço à vista é variável dependente possui maior número de coeficientes significativos, enquanto que para a equação onde o preço futuro é a variável dependente, com exceção da soja e do etanol, nem 50% dos parâmetros são significativos, embora o teste F valide todas essas equações. Há de se observar ainda que, com exceção da soja, em todas as equações onde o preço futuro é a variável dependente, o preço futuro não influenciou significativamente o próprio preço futuro. Esses resultados apontam para uma possível bicausalidade no curto prazo. Apenas a soja possui a mesma quantidade de coeficientes significativos nas duas equações, sendo maior influência do preço futuro sobre o à vista, indicando possível uncausalidade no curto prazo. Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos do modelo VEC podem ser identificados no **APÊNDICE C** e indicam que o VEC contorna a autocorrelação nos resíduos.

No intuito de confirmar tais resultados, foi utilizado o teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos, na **Tabela 7**, que rejeitou a hipótese nula de não causalidade para boi, café, etanol e milho, denotando uma relação bicausal entre os preços à vista e futuros. Já para a soja foi indicada uncausalidade do preço futuro sobre o à vista.

Assim sendo, o mercado futuro do boi, café, etanol, milho e soja vem transmitindo as informações de preço eficientemente para o mercado à vista. No longo prazo, o mercado futuro se torna o centro de descoberta do preço à vista futuro do boi, do etanol e da soja.

Encontradas as relações de cointegração e causalidade das séries, passa-se a examinar a razão ótima de *hedge*. A razão ótima de *hedge* foi computada primeiramente por MQO sobre os retornos, conforme a Equação 6. Para verificar a validade dessas regressões, testou-se os pressupostos de não autocorrelação residual e heterocedasticidade dos resíduos da regressão, utilizando o teste de Ljung-Box e de White, respectivamente. Conforme pode ser visto no **APÊNDICE D**, os testes apontam para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade em

todas as regressões. Por esse motivo, os coeficientes das regressões foram reestimados com correção de Newey-West, na **Tabela 8**, sendo que o β de cada regressão se manteve significativo.

Tabela 7: Causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos

H0	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
Log-preço futuro não Granger causa o log-preço à vista	15,87985*	38,41607*	29,90933*	15,71158*	23,37783*
Log-preço à vista não Granger causa o log-preço futuro	63,26270*	8,853599*	78,73601*	42,51178*	1,797445

*Significante a 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 8: Estimativas da regressão linear por MQO

Variáveis	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
α	0,000240	-0,000150	0,000336	0,000408	0,000708**
h	0,136894*	0,412671*	0,218144*	0,136552*	0,502251*
R^2	0,053600	0,180910	0,163128	0,051180	0,177373
F	43,15641*	168,9632*	147,1688*	40,88710*	121,6081*

*Significante a 1%; ** significante a 10%

Fonte: Dados da pesquisa

Nota-se que o coeficiente referente à razão ótima de *hedge*, calculado a partir da Equação 5, é significativo a 1% para todas as commodities, e aponta a proporção de investimento que o *hedger* deve fazer no mercado futuro em relação ao mercado à vista. Isso implica que o investidor deve operar com aproximadamente 7 contratos futuros do boi gordo para proteger uma quantidade de 330 arrobas de boi gordo no mercado à vista (equivalente a 1 contrato padrão). A mesma proporção é mantida para o milho. Para o café e a soja, essa relação melhora, pois o índice é de que o investidor deve realizar aproximadamente 2 contratos futuros de café para proteger no mercado à vista, o equivalente a 100 sacas de 60kg (equivalente a 1 contrato), e para a soja a proporção é de aproximadamente 3 contratos futuros de soja para um no à vista. Para o etanol, a relação é de 5/1 contratos futuros de etanol.

As razões ótimas das commodities se apresentaram baixas, tendo em vista que o ideal seria uma razão ótima de 1/1. Porém, o resultado desta pesquisa é compatível com Lazzarini (2010), segundo o qual na literatura a razão ótima de *hedge* do boi gordo vem se apresentando baixa para dados com periodicidade diária, fato que possivelmente se reproduz para as demais commodities. Quanto à efetividade, esta representada pelo R^2 da regressão linear, é de aproximadamente 5,4% para o boi gordo, 18% para o café, 16% para o etanol, 5% para o milho

e 10% para a soja. Dessa forma, a modelagem por MQO indica que os *hedges* das commodities agropecuárias mais líquidas do mercado futuro brasileiro apresentam baixa efetividade, gerando uma proteção quanto ao risco de preços instável e pobre.

No intuito de capturar as dependências presentes nas séries de preços, foi utilizada a modelagem VEC, cujos coeficientes se encontram na **Tabela 6**, sobre os log-preços à vista e futuros para cada commodity, conforme propõe Yang e Allen (2004). As modelagens VEC se mantiveram para todas as commodities.

Confirmada a presença de heterocedasticidade nos resíduos dos modelos VEC, estimou-se o modelo BEKK-GARCH diagonal, conforme a equação 15, e os coeficientes estão dispostos na **Tabela 9**, sendo C as constantes, A os termos ARCH e B os termos GARCH. Como os dados referentes aos log-retornos à vista e futuros de todas as commodities apresentam assimetria, leptocurtose e não normalidade, conforme pode ser observado na **Tabela 3**, o modelo BEKK-GARCH diagonal foi estimado sob a hipótese de distribuição t de student.

Os coeficientes dos modelos BEKK-GARCH diagonal são significativos a pelo menos 5%, com exceção do coeficiente do termo C_{12} para o boi e para o milho e do termo C_{11} para a soja, sendo que C_{12} foi significativo a 10% para o boi.

Tabela 9: Estimativas dos parâmetros do modelo BEKK-GARCH diagonal

Parâmetros	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
C_{11}	0,000002**	0,000007**	0,000015*	0,000019**	0,000002*
C_{12}	0,000001***	0,000006*	0,000003**	0,000002	0,000005*
C_{22}	0,000006*	0,000014*	0,000016**	0,000019*	0,000015*
A_{11}	0,272205*	0,251780*	0,726631*	0,337817*	0,066751*
A_{22}	0,303450*	0,261615*	0,230692*	0,307763*	0,281196*
B_{11}	0,945156*	0,957571*	0,757974*	0,820029*	0,992115*
B_{22}	0,873453*	0,941322*	0,899018*	0,884673*	0,896398*
AIC	-15,63927	-10,96293	-14,47806	-13,04460	-12,49678
BIC	-15,46839	-10,87802	-14,35537	-12,90992	-12,38164

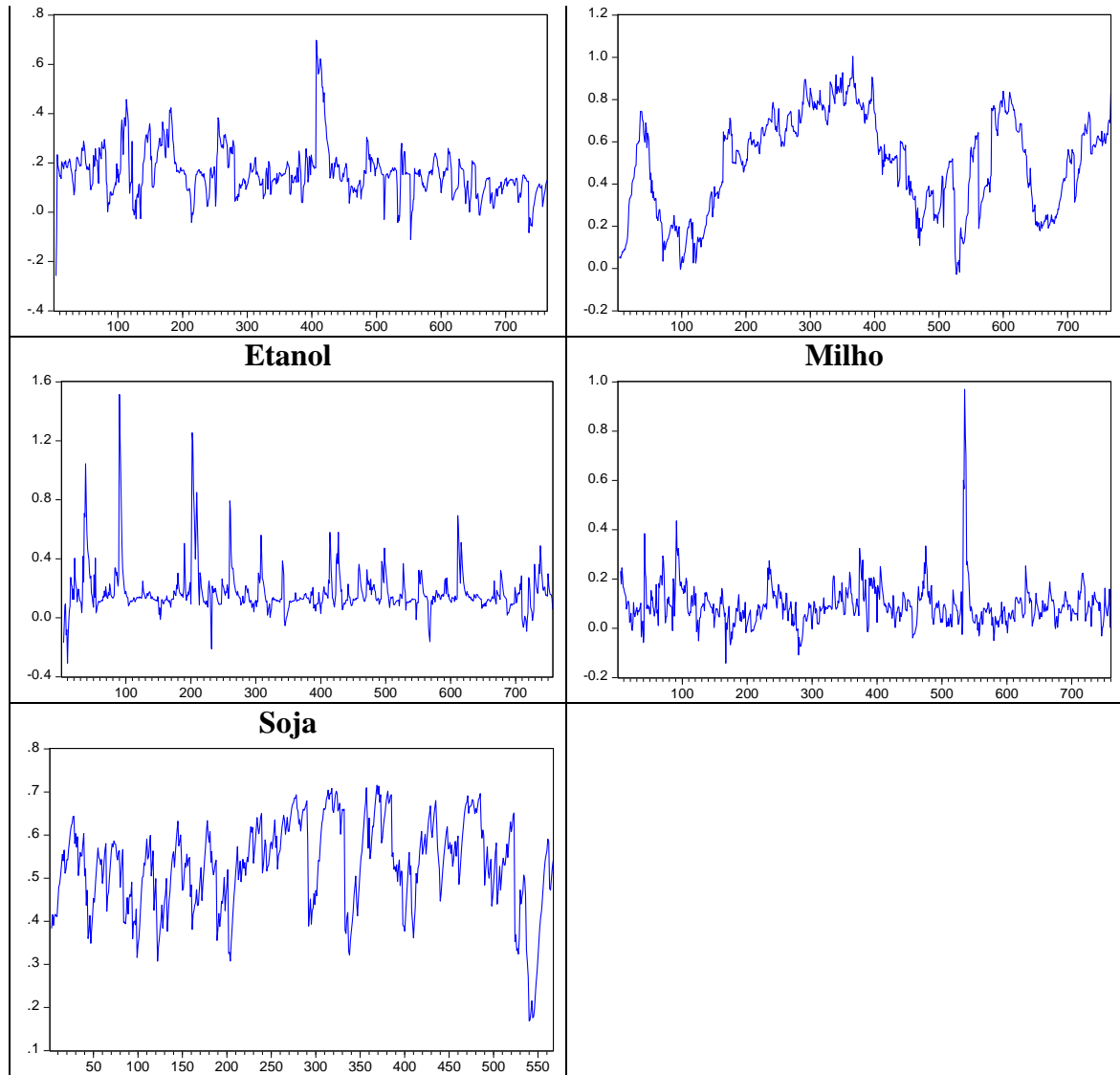
*Significante a 1%; **Significante a 5%, ***Significante a 10%

Fonte: Dados da pesquisa

As razões ótimas de *hedge* obtidas através do modelo BEKK-GARCH diagonal (equação 12) encontram-se na **Figura 5**. Percebe-se que a razão ótima varia no tempo, de maneira que por vezes a razão ótima de *hedge* calculada por MQO pode subestimar ou superestimar a verdadeira razão ótima.

Figura 5 – Razões ótimas de *hedge* do modelo BEKK-GARCH diagonal

Boi	Café
-----	------



Fonte: Dados da pesquisa.

A **Tabela 10** descreve a razão ótima de *hedge* de cada commodity. Nos momentos em que a razão ótima de *hedge* é negativa, significa que o investidor precisará tomar uma posição contrária a que ele estiver, ou seja, se ele estiver comprado em mercado à vista deverá comprar futuro e vice-versa. Esse resultado se deve a momentos em que os preços à vista e futuros exibem uma situação de mercado invertidos. Já quando a razão ótima é maior que a unidade, o *hedger* irá operar com um contrato futuro menor que a unidade padrão de negociação para proteger o equivalente no mercado à vista.

Tabela 10: Descrição das razões ótimas de *hedge* dinâmico

Commodity	Média	Máximo	Mínimo
-----------	-------	--------	--------

Boi	0,160083	0,697683	-0,257972
Café	0,494899	1,004525	-0,027672
Etanol	0,175714	1,514405	-0,307076
Milho	0,093782	0,969758	-0,141568
Soja	0,529514	0,715677	0,169008

Fonte: Dados da pesquisa

Comparando-se os resultados da regressão, na **Tabela 8**, com os resultados do modelo BEKK-GHARCH diagonal na **Tabela 10**, nota-se que na média a razão ótima de *hedge* obtida com o modelo BEKK-GARCH diagonal é muito próxima àquela obtida por MQO, porém a superioridade da estimação pelo modelo BEKK-GARCH diagonal está, como já citado, em permitir que o *hedger* possa atualizar a razão ótima de *hedge* a cada dia, incorrendo em menores riscos.

As razões ótimas de *hedge* computadas são muito baixas, o que leva a acreditar que para as demais commodities ocorre o que foi descrito por Lazzarini (2010) para o mercado do boi gordo, que os dados com periodicidade diária apresentam razão ótima mais baixa, devido à quebra da expectativa temporal com a mudança de contrato.

Para verificar se há um diferencial de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, foram utilizados os mesmo modelos GARCH-BEKK diagonal acrescidos de uma variável *dummy* de entressafra. Os coeficientes desses modelos encontram-se na **Tabela 11**, sendo E_1 a *dummy* de entressafra.

Tabela 11: Parâmetros do modelo GARCH-BEKK diagonal com *dummy* de entressafra

Parâmetros	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
C_{11}	0,000002*	0,000002	0,000016*	0,000020**	0,000002**
C_{12}	0,000000***	0,000003	0,000004**	0,000002	0,000005*
C_{22}	0,000001*	0,000011**	0,000018*	0,000018*	0,000015*
A_{11}	0,337646*	0,224490*	0,729595*	0,343039*	0,084236*
A_{22}	0,190245*	0,257691*	0,243602*	0,303269*	0,280219*
B_{11}	0,900426*	0,969529*	0,753322*	0,809458*	0,994133*
B_{22}	0,969370*	0,947515*	0,891654*	0,886303*	0,894978*
E_1	0,000000	0,000003	-0,000002	0,000001	-0,000001
AIC	-15,44058	-10,96258	-14,47599	-13,04221	-12,31854
BIC	-15,26360	-10,87160	-14,34716	-12,90141	-12,19573

*Significante a 1%; **Significante a 5%

Fonte: Dados da pesquisa

A variável *dummy* não conseguiu captar nenhum diferencial entre os períodos de safra e entressafra. Dessa forma, a razão ótima de *hedge* de cada commodity tratada neste estudo não sofre mudança significativa decorrente dos períodos de safra e entressafra. Esse resultado é condizente com os estudos de Silveira e Ferreira Filho (2003) e Lazzarini (2010).

A efetividade dos modelos de *hedge*, calculada conforme a Equação 7, pode ser vista na **Tabela 12**. Percebe-se que, para todas as commodities, o *hedge* dinâmico é mais efetivo que o *hedge* estático modelado por regressão linear por MQO, pois apresentou efetividade 20% maior para o boi, 51% maior para o café, 12% maior para o etanol, 11% maior para o milho e 56% maior para a soja.

Tabela 12: Efetividade dos modelos de razão ótima de *hedge*

Modelagem	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
MQO	5%	18%	16%	5%	18%
BEKK-GARCH diagonal	25%	69%	28%	16%	74%

Fonte: Dados da pesquisa

É possível comparar esses resultados com os de outros estudos. Com relação ao boi, a efetividade neste estudo se mostrou baixa, porém melhor que a efetividade obtida por Monteiro *et al.* (2010) para o boi em diversas praças brasileiras de 2002 a 2008, cujos resultados foram muito próximos à zero para o modelo BEKK-GARCH diagonal com vetor de correção de erro (VEC) e distribuição t de Student. No entanto, se apresenta menor que a obtida por Lazzarini (2010), que usou os contratos negociados entre 2001 e 2010 e alcançou efetividade de 87,82% para o modelo BEKK-GARCH diagonal. A diferença entre os resultados pode estar associada à periodicidade dos dados, pois Monteiro *et al.* (2010) utilizou dados diários, assim como neste estudo, enquanto Lazzarini (2010) usou dados mensais, evitando a quebra da expectativa temporal com a mudança de contratos, o que diminuiu a variância da série futura e por consequência revelou efetividade e razão ótima de *hedge* mais elevadas, sendo a razão ótima de *hedge* com média de 0,70.

Monteiro *et al.* (2010) não informa a razão ótima média, mas é possível perceber que ela se mantém a maior parte do tempo em torno de 0,20 para algumas praças e em torno de 0,25 para outras. Lazzarini (2010), ao calcular a razão ótima de *hedge* com os dados diários, obteve uma média de 0,1222, valor próximo ao deste estudo, no qual a média foi de 0,160083.

Outra observação que vale a pena ressaltar é com relação ao estudo de Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), pois esses conseguiram obter razão ótima de *hedge* para o boi em torno de 0,74 para o modelo BEKK-GARCH VAR(1) com dados diários, referentes ao período de outubro de 2001 a outubro de 2004. Observa-se, através da **Figura 2**, que, nesse período, o preço do boi gordo no mercado futuro apresentava tendência de crescimento, porém sem grandes picos, ou seja, havia certa estabilidade no preço futuro do boi gordo, o que significa que as séries futuras apresentaram variâncias menores, o que pode ter levado os autores supracitados a obter razões ótimas de *hedge* elevadas mesmo para dados diários.

Já no período de maio de 2010 a agosto de 2012, referente a este estudo, o mercado futuro do boi gordo estava passando por uma retração, o que provocou um aumento na variação do preço futuro e, por consequência, levou a uma razão ótima de *hedge* com média bem menor que a obtida por Bitencourt, Silva e Sáfiadi (2006). Isso corrobora com o fato de que a razão ótima de *hedge* varia no tempo e para a necessidade de se usar modelos que melhor captam a variância do preço futuro no tempo, como os modelos GARCH multivariados.

Com relação ao café, este estudo obteve efetividade de 69%, superior a apresentada por Müller, Moura e Lima (2008), que obtiveram efetividade em torno de 50% para diversos contratos de café no Brasil negociados no período de 2000 a 2006, sendo a maior redução de 54,30% para o modelo BEKK-GARCH. Porém, esses autores encontraram efetividades semelhantes para o *hedge* dinâmico e o estático. Isso pode ter ocorrido porque esses autores utilizaram um modelo VEC (3) para computar o *hedge* estático, superior ao utilizado neste estudo, onde se comparou o BEKK-GARCH com o modelo MQO, que é o modelo estático mais utilizado na literatura para calcular a razão ótima de *hedge*.

Outro fator que pesa é o uso de dados semanais por Müller, Moura e Lima (2008), o que diminui a variância do preço futuro. Além disso, a análise de Müller, Moura e Lima (2008) foi realizada para os anos de 2000 a 2006, período em que as oscilações do preço futuro não apresentavam grandes picos como no período analisado nesta pesquisa, de 2010 a 2013. Logo, com menores oscilações, o modelo estático entre os anos de 2000 a 2006 teria condições de apresentar efetividade mais próxima daquela apresentada pelo *hedge* dinâmico. A mesma explicação vale também com relação à razão ótima de *hedge*, que teve média de aproximadamente 0,83987 para Müller, Moura e Lima (2008), bem superior aos 0,494899 deste estudo.

No que diz respeito à soja, o estudo de Caldarelli e Souza (2011), com dados de 2004 a 2009, mostra que a efetividade de *hedge* do modelo BEKK(1,1) é semelhante a do modelo MQO, com efetividade de 18,4% e 18,8%, respectivamente, sendo que o modelo BEKK(1,1) foi considerado mais efetivo pelos autores por conseguir manter o retorno mais elevado que o modelo MQO. Já neste estudo a efetividade é de 74% para o modelo diagonal BEKK(1,1) com distribuição t de student e especificação VEC(1). A diferença nos resultados pode estar relacionada com a diferença nas especificações dos modelos BEKK, mas também pode estar associada ao período de crise de 2008 que foi considerado no estudo de Caldarelli e Souza (2011), enquanto este estudo foi realizado em um período pós-crise, com menos picos de volatilidade. Já com relação à razão ótima de *hedge*, os resultados não são muito distantes, pois embora Caldarelli e Souza (2011) não informem a média da razão ótima de *hedge*, é possível

perceber que ela fica próxima a 0,499, não obstante da média obtida neste estudo, que foi de 0,529514, indicando que em ambos os estudos mostra-se a necessidade de operar com 2 contratos futuros para proteger no mercado à vista o equivalente a 1 contrato.

Com relação ao milho e ao etanol, não há estudos anteriores sobre *hedge* dinâmico que abordem essas commodities no Brasil. Neste estudo, obteve-se razões ótimas de *hedge* e efetividade baixas para essas duas commodities, denotando que os contratos futuros de etanol e milho não são eficientes em minimizar os riscos de preço.

7 CONCLUSÃO

Foram encontradas relações de cointegração e causalidade entre os log-preços à vista e futuros, constatando a eficiência do mercado futuro em transmitir informações de preço para o mercado à vista. Também foram computadas e analisadas as razões ótimas de *hedge* através de modelos estático e dinâmico, ambos apontando para a ineficiência de *hedge*. Ao contrário do que se esperava, não foi detectada diferença significativa de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra. E, por fim, a efetividade de *hedge* se mostrou baixa para cada commodity, embora tenha sido maior que as apresentadas em estudos anteriores sobre *hedge* dinâmico que utilizaram dados com frequência diária e semanal.

A análise da razão ótima de *hedge* e da efetividade tiveram como base duas estratégias: a primeira via MQO e a segunda pelo BEKK-GARCH diagonal (1,1) com distribuição t e especificação VEC, sendo a primeira estratégia estática e a segunda dinâmica. No tocante à efetividade, ambas as estratégias foram comparadas com a estratégia de não operar em mercado futuro, utilizando-se do critério de redução da variância, tendo ficado demonstrada a diminuição dos riscos de mercado ao se operar com *hedge* no mercado futuro.

Os preços à vista e futuros são integrados de ordem 1, ou seja, os retornos são estacionários. Foi evidenciada a relação de cointegração presente entre os log-preços à vista e futuros de cada commodity, ou seja, existe uma relação de longo prazo entre as séries estudadas que favorece o uso do mercado futuro para mitigar os riscos do mercado à vista.

Identificou-se bicausalidade entre os retornos à vista e futuros do boi, café, etanol e milho, e unicausalidade do retorno futuro da soja, o que demonstra que, embora a participação dos produtores no mercado futuro não seja ampla, estes tem observado o preço futuro da commodity na BM&FBOVESPA, o que tem refletido na formação do preço à vista. No entanto, o mercado futuro é o centro de descoberta do preço à vista no futuro apenas para a soja, uma vez que o preço futuro das demais commodities sofre influência do preço do mercado à vista.

As relações de cointegração e bicausalidade encontradas trazem a possibilidade ao produtor de utilizar os preços do mercado futuro para auxiliá-lo no processo de descoberta do preço à vista no futuro, e vice-versa, permitindo o planejamento das atividades no setor agropecuário. Sendo que os produtores e compradores de soja brasileira devem atentar principalmente ao preço dessa commodity no mercado futuro, a fim de programar as atividades agropecuárias.

Na estratégia estática, foram utilizadas as séries de retorno, tendo em vista que a regressão via MQO só pode ser aplicada sobre séries estacionárias. Já na estratégia dinâmica,

como os log-preços são cointegrados, foram empregados os log-preços primeiramente em modelagem VEC, para captar as dependências das séries, em seguida, utilizou-se da especificação do modelo VEC como base para o modelo BEKK-GARCH diagonal (1,1), de forma que a relação de longo prazo entre essas séries foram consideradas no modelo BEKK-GARCH diagonal, relação que muitas vezes fica esquecida nos estudos sobre *hedge* dinâmico, tendo sido retratada no Brasil apenas por Monteiro *et al.* (2010). A distribuição t de student no modelo dinâmico foi justificada pela presença de valores extremos, assimetria e excesso de curtose nas séries.

As razões ótimas de *hedge* encontradas foram baixas. As do boi, etanol e milho não chegaram sequer a 0,5, enquanto a do café foi 0,49 e da soja 0,52, de forma que este estudo converge para Lazzarini (2010), que afirma que a variância dos dados diários futuros do boi gordo reduz a razão ótima de *hedge*, porém o uso de dados com menores frequências, como séries mensais, induz a razões ótimas de *hedge* mais elevadas.

A razão ótima de *hedge* varia no tempo, de maneira que, caso o *hedger* opte pela estratégia estática, ele poderá incorrer em maiores riscos, pois em alguns momentos ele irá superestimar e em outros subestimar a razão ótima de *hedge*. Quando o *hedger* superestima a razão ótima de *hedge*, ele incorre em maiores custos de transação com um número de contratos negociados acima do necessário. Ao subestimar a razão ótima de *hedge*, o *hedger* não estará bem protegido contra os riscos do mercado à vista.

Por vezes, a razão ótima de *hedge* tornou-se negativa, o que vai contra a teoria de *hedge*, e significa que o *hedger* deve tomar uma posição inversa a que ele se encontra, ou seja, se ele estiver comprado no mercado à vista, deverá comprar no mercado futuro e, se estiver vendido no mercado à vista, deverá vender no mercado futuro. A razão ótima negativa reflete momentos em que os mercados à vista e futuros tomam direções inversas.

A razão ótima de *hedge* obtida pelo modelo MQO se mostrou sempre muito próxima à razão ótima média da estratégia dinâmica, porém a superioridade do modelo BEKK-GARCH diagonal sobre MQO ficou demonstrada através da efetividade, tendo em vista que a estratégia dinâmica permite que o *hedger* possa atualizar a razão ótima de *hedge* diariamente, incidindo em menores riscos. Além disso, os resíduos do MQO apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade para todas as 5 commodities estudadas, o que levanta a possibilidade de as regressões obtidas via MQO apresentarem maior erro de estimativa e ratifica a necessidade da utilização de modelos de volatilidade condicional como o BEKK-GARCH diagonal para computar a razão ótima de *hedge*.

Não foi captada diferença significativa da razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, de maneira que os investidores não precisam alterar o número de contratos futuros negociados na BM&FBOVESPA por razões da entressafra. Esse resultado contraria o esperado, que seria uma elevação da razão ótima de *hedge* no período de entressafra, por se tratar de um período onde se tem um menor número de informações sobre o preço da commodity no futuro. Silveira e Ferreira Filho (2003) e Lazzarini (2010) também não identificaram diferenças significativas para esses períodos.

Nota-se neste estudo certa dificuldade das operações de *hedge* reproduzir boas características de garantias de preços, o que ficou demonstrado pelas baixas razões ótimas de *hedge*. Até a efetividade esteve abaixo de 50% para o boi, etanol e milho, sendo estes os mercados futuros que se mostraram menos eficientes para as operações de *hedge*. O café e a soja são as commodities mais eficiente dentre as 5 mais líquidas da BM&FBOVESPA, apresentando 69% e 74% de efetividade, respectivamente, e uma média de 2 contratos futuros para equivalente à vista de 1 contrato. Esses resultados exibem a proposição de um custo operacional relativamente elevado em relação a um *hedge* perfeito (1 contrato futuro para proteger o equivalente no mercado à vista). Esses resultados apontam para a ineficiência dessas operações e justificam em parte a não popularização dessa ferramenta no setor agropecuário de forma ampla.

Através de comparações entre este estudo, realizado em um período pós-crise de 2008/2009, e estudos anteriores, que foram realizados em períodos antes e/ou durante a crise para o boi, o café e a soja, percebe-se que a razão ótima de *hedge* varia no tempo e se apresenta maior quando os dados utilizados se referem a períodos com maior estabilidade do preço da commodity, sendo que em estudos que trabalharam com dados mais antigos, do ano 2000 até no máximo 2006, mais especificamente os estudos de Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006) e Müller, Moura e Lima (2008), apresentaram razões ótimas de *hedge* muito elevadas, enquanto estudos que tratam da razão ótima de *hedge* incluindo períodos mais recentes, inclusive o período de crise, como é o caso dos estudos de Lazzarini (2010), Monteiro *et al.* (2010) e Caldarelli e Souza (2011), apresentaram razões ótimas de *hedge* semelhantes as apresentadas neste estudo.

Já com relação à efetividade, independente do estudo contemplar ou não o período de crise, esta pesquisa apresentou efetividade superior aos demais estudos que trataram da efetividade de *hedge* dinâmico, Monteiro *et al.* (2010), Müller, Moura e Lima (2008) e Caldarelli e Souza (2011). Apenas Lazzarini (2010) obteve efetividade superior à apresentada neste estudo, porém, como já discutido, isto pode estar associado à periodicidade dos dados,

que foi mensal no estudo de Lazzarini (2010) e diário nesta pesquisa. Esses resultados reforçam a eficiência do modelo de razão ótima de *hedge* dinâmico tratado neste estudo.

Para estudos futuros, sugere-se o uso de períodos mais longos, incluindo o período de crise, porém com o cálculo da razão ótima de *hedge* através do uso de modelos que possam contornar possíveis problemas de quebra estrutural, como o modelo de Mudança de Regime de Markov, que, apesar de não ter tido desempenho muito superior a outros modelos de *hedge* dinâmico, na literatura brasileira sobre *hedge* ele foi utilizado uma única vez.

O presente trabalho contribuiu com a literatura de finanças ao demonstrar que os cinco contratos futuros mais líquidos da BM&FBOVESPA não apresentam diferença de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra. Além disso, o estudo foi realizado a partir de modelos GARCH multivariados, que são melhor indicados para tratar fatos estilizados presentes nas séries de preços à vista e futuros.

Outra contribuição desta pesquisa foi ter tratado, pela primeira vez na literatura, os contratos futuros de milho e etanol a partir de uma estratégia dinâmica. E, além disso, foi pioneira em investigar, nos contratos futuros de café, etanol e soja, o fenômeno de diferença de razão ótima de *hedge* entre os períodos de safra/entressafra.

O estudo demonstrou ainda baixa efetividade e ineficiência das operações de *hedge*, o que merece ser investigado de forma mais aprofundada em estudos futuros, tendo em vista que esse resultado tem se repetido nos estudos brasileiros recentes sobre razão ótima e efetividade de *hedge*.

REFERÊNCIAS

- ALI, J.; GUPTA, K. B. Efficiency in agricultural commodity futures markets in India: Evidence from cointegration and causality tests. **Agricultural Finance Review**, v. 71, n. 2, p. 162-178, 2011.
- ALIZADEH, A, NOMIKOS, N. A Markov regime switching approach for hedging stock indices, **Journal of Futures Markets**, v. 24, n. 7, p.649-674, 2004.
- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Cross Hedging. **Journal of Political Economy**, v. 89, v. 6, pp. 1182-119, 1981.
- BABA, Y.; *et al.* **Multivariate simultaneous generalized ARCH**. (Unpublished manuscript). San Diego: 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, n. 2, pp. 109–124, 1991.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. K. Multivariate GARCH models: a survey. **Journal of Applied Econometrics**, v. 21, p. 79–109, 2006.
- BENNINGA, S., ELDOR, R., ZILCHA, I. The Optimal Hedge Ratio in Unbiased Futures Markets. **Journal of Futures Markets**, v.4, n.2, p. 155-159, 1984.
- BERA, A. K.; GARCIA, P.; 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, 1997.
- BITENCOURT, W. A.; SILVA, W. S.; SAFÁDI, T. Hedge dinâmicos: uma evidência para os contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BOLLERSLEV, T.; CHOU, R.; KRONER, K. ARCH modeling in Finance: a review of the theory and empirical evidence. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 5-59, 1992.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. **The Journal of Political Economy**, v.96, n. 1, p. 116-131, 1988.
- BROOKS, C.; HENRY, L. T.; PERSAND, G. The effect of asymmetries on optimal hedge ratios. **The Journal of Business**, v. 75, n. 2, p. 333–352, 2002.
- CALDARELLI, C. E.; SOUZA, W. A. R. Comparative analysis of the hedging effectiveness for soybean using OLS and bivariate GARCH BEKK Model. **Revista de Economia**, v. 37, n. 3, 2011.

CECCHETTI, S. G.; CUMBY, R. E.; FIGLEWSKI, S. Estimation of the optimal futures hedge. **The Review of Economics and Statistics**, p.623-630, 1988.

CHANG, C.; MCALEER, M.; TANSUCHAT, R. Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. **Energy Economics**, v. 33, n. 5, p. 912–923, 2011.

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

DEMETRIADES, P. O.; HUSSEIN, K. A. Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from Sixteen Countries. **Journal of Development Economics**, v. 51, p. 387-411, 1996.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **The Journal of Finance**, v. 34, n. 1, p. 157-170, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: John Wiley and Sons, 2010.

ENGLE, R. F. Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, p. 987-1007, 1982.

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

FREITAS, B. W.; SANTOS, J. F.; ALMEIDA, M. A. Contratos futuros de açúcar: uma análise comparativa entre as estratégias de hedge. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 7, 2012. **Anais...** São Paulo: FEA USP, 2012.

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

GALVÃO, A. B. C.; PORTUGAL, M. S.; RIBEIRO, E. P. Volatilidade e causalidade: evidências para o mercado à vista e futuro de índice de ações no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 1, p. 31-56, 2000.

GRANGER, C. Some recent developments in a concept of causality. **Journal of Econometrics**, v. 39, p. 199 – 211, 1988.

HEANEY, J.; POITRAS, G. Estimation of the Optimal Hedge Ratio, Expected Utility, and Ordinary Least Squares Regression. **The Journal of Futures Markets**, v. 11, n. 5, p. 603-612, 1991.

HERBST, A.F.; KARE D.D.; MARSHALL J.F. A Time Varying Convergence Adjusted, Minimum Risk Futures Hedge Ratio. **Advances in Futures and Option Research**, v. 6, p.137-155, 1993.

HSU, C. C., TSENG, C. P., WANG, Y. H. Dynamic hedging with Futures: a copula-based GARCH model. **The Journal of Futures Markets**, v. 28, p. 1095–1116, 2008.

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.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KAROLYI, G. A. A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: the case of the United States and Canada. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, n. 1, p. 11-25, 1995.

KIMURA, H. Administração de riscos em empresas agropecuárias e agroindustriais. **Cadernos de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 1, n. 7, p. 51-61, 1998.

KLOTZLE, M. C.; PINTO, A. C. F.; SIMÕES, M. D.; GOMES, L. L. Análise da Efetividade de Políticas de Hedge no Mercado de Dólar Futuro no Brasil. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n. 3, p. 365–382, 2011.

KRONER, K. F.; SULTAN, J. Time Varying Distribution and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 28, n. 4, p. 535 – 551, 1993.

KU, Y. H.; CHEN, H. C.; CHEN, K. H. On the application of the dynamic conditional correlation model in estimating optimal time-varying hedge ratios. **Applied Economics Letters**, v. 14, p. 503-509, 2007.

LAZZARINI, D. A. B. **A taxa ótima de hedge no mercado brasileiro do boi gordo: uma abordagem com BEKK, DCC e BEKK com dummies de safra e entressafra**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2010. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/8265>. Acesso em: 11 de mar. 2012.

LEE, H. T.; YODER, J. Optimal hedging with a regime-switching time-varying correlation GARCH model. **The Journal of Futures Markets**, v. 27, p. 495, 2007.

LENCE, S. H. On the optimal hedge under unbiased futures prices. **Economics Letters**, v. 47, n. 3-4, p. 385-388, 1995.

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

LIEN, D.; LUO, X. Multi-period hedging in the presence of conditional heterocedasticity. **Journal of Futures Markets**, n. 14, p. 927-955, 1994.

MÓL, A. L. R. Value-at-Risk: uma abordagem estocástica para o risco de base em Derivativos de Café. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 3, p. 31, 2005.

- MÓL, A. L. R. Séries de tempo com erros não lineares: uma avaliação da persistência e assimetria na volatilidade de derivativos de café e boi gordo. **Interface**, v. 1, p. 38-55, 2009.
- MONTEIRO, W. O.; BUENO, R. L. S. Dynamic Hedging in Markov Regimes Switching. In: Encontro Nacional de Economia, 37, 2009. Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2009.
- MONTEIRO, W. F.; *et al.* A não efetividade do boi gordo. In: Congresso da SOBER, 48, 2010. Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010.
- MÜLLER, C. A. S.; MOURA, A. D.; LIMA, J. E. Análise comparativa entre estratégias de hedge com base em modelos estáticos e dinâmicos para contratos futuros de café arábica. In: Congresso da SOBER, 46, 2008. Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008.
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 71, n.4,. 858-867, 1989.
- MYERS, R. J. Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Future Markets. **The Journal of Futures Markets**, v. 11, n. 1, p. 39-53, 1991.
- OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S. Análise das operações de hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o estado de Goiás. **Revista Gestão e Planejamento**, v. 9, n. 1, p. 73-93, 2008.
- OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; MACHADO, A. G. Efetividade de hedge e razão ótima de hedge para cultura do milho no estado de Goiás. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 5, n. 2, p. 115–138, 2009.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 80, p. 355-385, 1997.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 10, n. 3, p. 301-320, 1992
- PERRON, P. The Great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.
- POWER, G. J.; VEDENOV, D. V. The shape of the optimal hedge ratio: Modeling joint spot futures prices using an empirical copula-garch model. In: Conference on applied commodity price analysis, forecasting, and market risk management, 2008. **Anais...** St. Louis: NCCC-134 Conference, 2008.
- SILVEIRA, R. L. F.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Análise das operações de cross hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 41, n. 4, p. 881–899, 2003.

SILVENNOINEN, A.; TERASVIRTA, T. Multivariate GARCH models. In: ANDERSEN, T. G.; DAVIS, R. A.; KREISS, J. P.; MIKOSCH, T. (eds.). **Handbook of Financial Time Series**. New York: Springer, 2008.

SOUZA, W. A. R.; MARTINES-FILHO, J. G.; MARQUES, P. V. Uso do mercado futuro de milho para mitigar o risco de preços da avicultura. **Revista Gestão Organizacional**, v. 5, n. 1, p. 107-116, 2012.

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

SWITZER, L. N.; EL-KHOURY, M. Extreme volatility, speculative efficiency, and the hedging effectiveness of the oil futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 27, n. 1, p. 61–84, 2007.

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

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

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Testes de estacionariedade sem quebra estrutural

Séries	ADF	PP	KPSS
Log-Preço À vista do Boi			
Intercepto	-3,169919*	-3,031602*	0,295449
Intercepto e tendência	-3,151594	-2,954109	0,316709*
Sem intercepto e tendência	0,637521	0,749786	-
Log-Preço Futuro do Boi			
Intercepto	-3,099091*	-3,118007*	0,326623
Intercepto e tendência	-3,004478	-3,031574	0,349533*
Sem intercepto e tendência	0,805847	0,780018	-
Retorno À vista do Boi			
Intercepto	-8,954459*	-27,75186*	0,233424
Intercepto e tendência	-9,025122*	-27,70085*	0,111422
Sem intercepto e tendência	-8,927276*	-27,77374*	-
Retorno Futuro do Boi			
Intercepto	-27,00770*	-27,01783*	0,225957
Intercepto e tendência	-27,04095*	-27,04412*	0,101279
Sem intercepto e tendência	-27,00048*	-27,01200*	-
Log-Preço À vista do Café			
Intercepto	-0,375645	-0,276940	1,339608*
Intercepto e tendência	-1,795680	-1,775508	0,710008*
Sem intercepto e tendência	-0,379087	-0,399871	-
Log-Preço Futuro do Café			
Intercepto	-0,470099	-0,550252	1,403042*
Intercepto e tendência	-1,969347	-1,968711	0,710812*
Sem intercepto e tendência	-0,329548	-0,317327	-
Retorno À vista do Café			
Intercepto	-29,30940*	-29,34164*	1,072697*
Intercepto e tendência	-29,63340*	-29,83507*	0,102729
Sem intercepto e tendência	-29,32323*	-29,35451*	-
Retorno Futuro do Café			
Intercepto	-27,68631*	-27,72758*	0,798490*
Intercepto e tendência	-27,96046*	-27,95920*	0,086204
Sem intercepto e tendência	-27,70104*	-27,74168*	-
Log-Preço À vista do Etanol			
Intercepto	-3,224137*	-2,780015	0,717937*
Intercepto e tendência	-3,072034	-2,499425	0,413160*
Sem intercepto e tendência	0,506495	0,545910	-
Log-Preço Futuro do Etanol			
Intercepto	-3,539838*	-3,118926*	0,789979*
Intercepto e tendência	-3,350491	-2,867810	0,464458*
Sem intercepto e tendência	0,464143	0,622628	-
Retorno À vista do Etanol			
Intercepto	-10,15092*	-13,75275*	0,228281
Intercepto e tendência	-10,23487*	-13,80618*	0,042523
Sem intercepto e tendência	-10,13891*	-13,74794*	-
Retorno Futuro do Etanol			
Intercepto	-4,884643*	-25,02910*	0,259540
Intercepto e tendência	-5,077269*	-25,12604*	0,042056

Sem intercepto e tendência	-4,856926*	-25,03857*	-
Log-Preço À vista do Milho			
Intercepto	-2,688289	-2,689829	0,974255*
Intercepto e tendência	-2,307950	-2,150401	0,333024*
Sem intercepto e tendência	0,463989	0,525210	-
Log-Preço Futuro do Milho			
Intercepto	-2,479497	-2,612503	0,985618*
Intercepto e tendência	-1,758840	-2,132699	0,312257*
Sem intercepto e tendência	0,421821	0,374613	-
Retorno À vista do Milho			
Intercepto	-9,825197*	-27,50877*	0,285200
Intercepto e tendência	-9,972980*	-27,47080*	0,055407
Sem intercepto e tendência	-7,361272*	-27,52415*	-
Retorno Futuro do Milho			
Intercepto	-24,97377*	-25,42446*	0,238994
Intercepto e tendência	-25,06475*	-25,41902*	0,044562
Sem intercepto e tendência	-24,97917*	-25,43463*	-
Log-Preço À vista da Soja			
Intercepto	-0,261835	-0,250142	1,553390*
Intercepto e tendência	-0,963488	-0,963488	0,327813*
Sem intercepto e tendência	2,319806*	2,336686*	-
Log-Preço Futuro da Soja			
Intercepto	-0,559353	-0,559353	1,573524*
Intercepto e tendência	-1,202505	-1,202505	0,333517*
Sem intercepto e tendência	2,232195*	2,232195*	-
Retorno À vista da Soja			
Intercepto	-23,55972*	-23,55863*	0,251532
Intercepto e tendência	-23,54995*	-23,54875*	0,229151*
Sem intercepto e tendência	-23,35244*	-23,34982*	-
Retorno Futuro da Soja			
Intercepto	-20,90291*	-20,86796*	0,253067
Intercepto e tendência	-20,88999*	-20,85465*	0,244197*
Sem intercepto e tendência	-20,70578*	-20,67566*	-
Valores críticos (5%)			
Intercepto	-2,866374	-2,866374	0,463000
Intercepto e tendência	-3,417695	-3,417695	0,146000
Sem intercepto e tendência	-1,941239	-1,941239	-

*Significante a 5%

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE B - Testes de estacionariedade com quebra estrutural

Séries	Z-A (data da quebra)	Perron (data da quebra)
Log-Preço À vista do Boi		
Intercepto	-3,766394	-3,841848
Tendência	-	-3,452943
Intercepto e tendência	-3,919877	-4,569078
Log-Preço Futuro do Boi		
Intercepto	-3,881467	-3,910515
Tendência	-	-3,969368
Intercepto e tendência	-3,971015	-5,136309
Retorno À vista do Boi		
Intercepto	-8,848726* (10/11/10)	-8,852725* (09/11/10)
Tendência	-8,099975* (29/04/11)	-8,092014* (25/04/11)
Intercepto e tendência	-9,387565* (10/11/10)	-9,381061* (09/11/10)
Retorno Futuro do Boi		
Intercepto	-27,56789* (09/11/10)	-30,89419* (01/12/10)
Tendência	-27,15829* (03/05/11)	-27,21176* (02/05/11)
Intercepto e tendência	-27,80222* (09/11/10)	-30,89035* (01/12/10)
Log-Preço À vista do Café		
Intercepto	-4,022294	-3,963997
Tendência	-4,276402	-3,755403
Intercepto e tendência	-4,769524	-4,776102
Log-Preço Futuro do Café		
Intercepto	-3,666573	-3,640971
Tendência	-4,367523	-3,857529
Intercepto e tendência	-4,562149	-4,560247
Retorno À vista do Café		
Intercepto	-18,16777* (08/06/12)	-29,96706* (16/09/11)
Tendência	-17,91437* (13/02/12)	-29,75559* (13/02/12)
Intercepto e tendência	-18,21667* (02/03/11)	-29,99519* (16/09/11)
Retorno Futuro do Café		
Intercepto	-28,20139* (11/06/12)	-28,29394* (13/06/12)
Tendência	-28,03558* (10/02/12)	-28,09068* (10/02/12)
Intercepto e tendência	-28,19138* (02/03/11)	-28,30513* (16/09/11)
Log-Preço À vista do Etanol		
Intercepto	-4,283667	-4,268930
Tendência	-4,825742* (16/02/11)	-4,718191
Intercepto e tendência	-6,142509* (13/04/11)	-6,179197
Log-Preço Futuro do Etanol		
Intercepto	-4,336142	-4,119472
Tendência	-4,940002* (11/02/11)	-4,619285
Intercepto e tendência	-5,802651* (28/03/11)	-5,547866
Retorno À vista do Etanol		
Intercepto	-9,215943* (15/03/11)	-10,12105* (29/04/11)
Tendência	-8,856424* (27/04/11)	-8,809463* (25/04/11)
Intercepto e tendência	-9,280096* (15/03/11)	-10,22010* (29/04/11)
Retorno Futuro do Etanol		
Intercepto	-13,62320* (18/03/11)	-16,65020* (28/03/11)
Tendência	-13,36398* (27/04/11)	-13,36538* (25/04/11)

Intercepto e tendência	-13,64490* (18/03/11)	-16,65554* (28/03/11)
Log-Preço À vista do Milho		
Intercepto	-2,435196	-2,434235
Tendência	-	-2,758048
Intercepto e tendência	-2,953769	-2,979443
Log-Preço Futuro do Milho		
Intercepto	-2,710979	-2,718633
Tendência	-	-2,889578
Intercepto e tendência	-3,269305	-3,294105
Retorno À vista do Milho		
Intercepto	-7,824195* (18/06/12)	-8,342780* (13/07/12)
Tendência	-7,547917* (06/04/11)	-7,544161* (07/11/12)
Intercepto e tendência	-8,016338* (20/06/12)	-8,238054* (13/07/12)
Retorno Futuro do Milho		
Intercepto	-13,72172* (14/06/12)	-26,79775* (17/07/12)
Tendência	-13,57300* (26/10/12)	-25,12345* (25/10/12)
Intercepto e tendência	-13,86043* (18/06/12)	-26,75954* (17/07/12)
Log-Preço À vista da Soja		
Intercepto	-2,252147	-2,246213
Tendência	-2,617314	-2,534990
Intercepto e tendência	-3,610764	-3,582532
Log-Preço Futuro da Soja		
Intercepto	-2,331246	-2,329544
Tendência	-2,499000	-2,457923
Intercepto e tendência	-3,310112	-3,292137
Retorno À vista da Soja		
Intercepto	-23,95243* (13/12/11)	-24,27742* (28/10/11)
Tendência	-23,93510* (21/09/11)	-23,99897* (06/10/11)
Intercepto e tendência	-24,00646* (13/09/11)	-24,49146* (28/10/11)
Retorno Futuro da Soja		
Intercepto	-21,23468* (11/01/11)	-21,66465* (11/11/10)
Tendência	-21,23158* (21/09/11)	-21,28937* (22/09/11)
Intercepto e tendência	-21,27999* (08/09/11)	-21,64874* (11/11/10)
Valores críticos (5%)		
Intercepto	-4,80	-5,23
Tendência	-4,42	-4,83
Intercepto e tendência	-5,08	-5,59

*Significante a 5%

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE C - Testes de autocorrelação e heterocedasticidade do modelo VEC

Teste	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
Autocorrelação: Ljung Box	VEC (4)	VEC (1)	VEC (2)	VEC (3)	VEC (1)
Preços à vista sobre os futuros	1,6120	7,2273	12,238	7,8504	5,2953
Q (05 defasagens)	9,2565	12,034	19,494	14,254	13,188
Q (10 defasagens)	13,211	20,729	39,749	22,597	16,704
Q (15 defasagens)					
Preços futuros sobre os à vista	0,4026	1,6894	5,1214	3,4698	1,2865
Q (05 defasagens)	3,6627	15,333	14,623	6,6967	2,4209
Q (10 defasagens)	15,018	18,963	23,883	7,2175	6,0273
Q (15 defasagens)					
Preços à vista e futuros conjuntos	9,494583	19,09017	57,33357	13,55005	18,07344
Q (05 defasagens)	49,29277*	48,11720*	87,45201*	48,79639*	45,59604
Q (10 defasagens)	81,77059*	69,12691*	131,9883*	62,23805	63,69453
Q (15 defasagens)					
Heterocedasticidade: White	729,0713*	87,99427*	562,7315*	736,6243*	77,83876*

*Significante a 5%

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE D - Testes de autocorrelação e heterocedasticidade do modelo de regressão

Teste	Boi	Café	Etanol	Milho	Soja
Autocorrelação: Ljung					
Box					
Q (05 defasagens)	77,561*	45,098*	317,34*	115,27*	20,588*
Q (10 defasagens)	129,50*	53,769*	328,56*	167,19*	24,919*
Q (15 defasagens)	133,97*	60,763*	331,84*	174,18*	26,844*
Heterocedasticidade:					
White					
	2,524077**	10,31241*	7,687244*	5,409787*	2,424356**

*Significante a 1%, **Significante a 10%

Fonte: Dados da pesquisa