

VIVIANE ARAUJO DA SILVA

**A FINANCEIRIZAÇÃO DO MERCADO FUTURO AGROPECUÁRIO NO  
BRASIL**

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

VIÇOSA  
MINAS GERAIS-BRASIL  
2012

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

S586f  
2012

Silva, Viviane Araujo da, 1978-

A financeirização do mercado futuro agropecuário no Brasil  
/ Viviane Araujo da Silva. – Viçosa, MG, 2012.  
xii, 106f. : il. ; (algumas color.) ; 29cm.

Inclui anexos.

Inclui apêndice.

Orientador: Leonardo Bornackide Mattos

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 73-79

1. Mercado futuro - Brasil. 2. Bolsa de Mercadorias &  
Futuros. 3. Agropecuária - Aspectos econômicos.  
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de  
Economia Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia  
aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 332.644

VIVIANE ARAUJO DA SILVA

**A FINANCEIRIZAÇÃO DO MERCADO FUTURO AGROPECUÁRIO NO  
BRASIL**

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

APROVADA: 29 de outubro de 2012.

---

Thiago Melo Teixeira da Costa

---

Alexandre Bragança Coelho

---

Leonardo Bornacki de Mattos  
(Orientador)

## AGRADECIMENTOS

A vida é um livro onde cada capítulo registra as etapas de nossa existência. Hoje, acabo de completar mais uma etapa, construída com coragem, dedicação, inspiração e, principalmente, transpiração.

Nesta árdua caminhada, as dificuldades foram muitas, só não foram maiores que a minha vontade de vencer. Nos momentos mais difíceis, pude contar com o apoio de vários amigos, cuja ajuda foi imprescindível para a conclusão de mais um capítulo de minha vida. A essas pessoas, deixo agora meus sinceros agradecimentos.

Inicialmente, agradeço à professora Claudia Sonaglio e aos demais professores da UEMS, que me ajudaram a embarcar nessa grande aventura que foi cursar o Mestrado em Viçosa, incluindo toda a doce loucura envolvida no processo.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, que me presentearam com a oportunidade de ingressar neste valioso curso e conviver com o que há de melhor no universo acadêmico, contribuindo decisivamente para a minha formação profissional e pessoal.

Ao professor Leonardo de Mattos, meu estimado orientador, que com toda a paciência do mundo, teve a humildade e a competência de dirigir este trabalho, mesmo diante de todas as adversidades.

Ao professor Alexandre Coelho, pelas significativas contribuições a esta pesquisa.

À eficiente e solícita Carminha, pela solidariedade e ajuda na resolução dos mais variados problemas.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo financiamento dos meus estudos, tornando possível a realização deste sonho.

À Didinha, pelo apoio incondicional, estando sempre disposta a escutar minhas queixas, reclamações e mudanças frequentes de humor.

Por fim, mas não menos importante, a todos os meus colegas (família) de mestrado, cujo apoio foi essencial para a conclusão dessa jornada, em especial à turma de julho/2010, Paulo Henrique Cirino, Lilian Valeriano, Lorena Costa, Pedro Cañete e meu irmão Felipe Clemente. Mesmo distante a maior parte do tempo, sempre estive e estarei perto de vocês, levando-os para sempre na memória e no coração.

## SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS .....	v
LISTA DE FIGURAS .....	viii
RESUMO .....	ix
ABSTRACT .....	xi
1 INTRODUÇÃO .....	1
1.1 Considerações Iniciais .....	1
1.2 O problema e sua importância .....	7
1.3 Hipótese .....	10
1.4 Objetivos .....	10
1.4.1 Objetivo Geral.....	10
1.4.2 Objetivos Específicos .....	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO .....	12
2.1 A Moderna Teoria do Portfólio .....	12
2.2 O Modelo CAPM .....	15
2.3 Modelo de Negociação de Ativos .....	16
3 METODOLOGIA .....	25
3.1 Referencial Analítico .....	25
3.1.1 Transmissão de volatilidade entre mercados .....	25
3.1.2 Causalidade entre a volatilidade dos retornos dos índices financeiros e a volatilidade dos retornos do mercado futuro agropecuário no Brasil .....	29
3.1.3 Relação entre volume negociado e retorno dos preços .....	30
3.2 Fonte de dados .....	32
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	34

4.1 Transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro e o mercado futuro agropecuário no Brasil .....	34
i. Mercado financeiro internacional – mercado futuro agropecuário .....	35
ii. Mercado financeiro nacional – mercado futuro agropecuário.....	44
4.1.2 Covariância entre o mercado financeiro e o mercado futuro agropecuário.....	51
i. Mercado financeiro internacional – mercado futuro agropecuário .....	52
ii. Mercado financeiro nacional – mercado futuro agropecuário.....	54
4.2 Relação causal entre a variância dos retornos dos mercados financeiros e a variância dos retornos dos mercados futuros .....	57
4.3 Relação entre volume e variação dos preços futuros .....	62
5 RESUMO E CONCLUSÕES .....	70
REFERÊNCIAS .....	73
APÊNDICE .....	80
ANEXOS.....	94

## LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 – Evolução do número de contratos negociados e do volume financeiro no segmento agropecuário da BM&FBOVESPA, período 2001-2011.....	5
Tabela 2 - Características dos contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA.....	27
Tabela 3 – Características das séries de retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, e do mercado futuro agropecuário brasileiro, período 2002-2011.....	35
Tabela 4 - Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, período 2002-2011.....	36
Tabela 5 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de milho, período 2002-2011.....	38
Tabela 6 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de café arábica, período 2002-2011 .....	39
Tabela 7 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de soja, período 2002-2011 .....	40
Tabela 8 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, período 2002-2011.....	45
Tabela 9 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de milho, período 2002-2011.....	46
Tabela 10 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de café arábica, período 2002-2011 .....	47
Tabela 11 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de soja, período 2002-2011 .....	48
Tabela 12 – Resultados do teste de causalidade de Cheung e Ng (1996) para as volatilidades dos retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja comercializados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011.....	58

Tabela 13 – Resultados do teste de causalidade de Cheung e Ng (1996) para as volatilidades dos retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja comercializados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011.....	60
Tabela 14 – Características das séries de volume diário dos contratos futuros agropecuários comercializados no período 2002-2011 .....	62
Tabela 15 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de boi gordo comercializados no período 2002-2011 .....	63
Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de milho comercializados no período 2002-2011 .....	64
Tabela 17 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de café arábica comercializados no período 2002-2011.....	65
Tabela 18 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de soja comercializados no período 2002-2011.....	66
Tabela 19 – Resumo dos resultados da pesquisa.....	68
Tabela A1 – Mercado futuro de boi gordo.....	80
Tabela A2 – Mercado futuro de milho .....	81
Tabela A3 – Mercado futuro de café arábica .....	82
Tabela A4 – Mercado futuro de soja.....	83
Tabela B1 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado nas séries de retornos do índice S&P500, índice Ibovespa e contratos futuros agropecuários de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011 .....	84
Tabela B2 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado nas séries de volume diário comercializado dos contratos futuros agropecuários de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011.....	85
Tabela C1 – Resultados do Teste do Multiplicado de Lagrange aplicado aos resíduos das séries de retornos, período 2002-2012.....	86
Tabela F1 - Seleção do Modelo (VOL_BGI DLOGBGI) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12.....	92

Tabela F2 - Seleção do Modelo (VOL_CCM DLOGCCM) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12 .....	92
Tabela F3 - Seleção do Modelo (VOL_ICF DLOGICF) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12.....	93
Tabela F4 - Seleção do Modelo (VOL_SFI DLOGSFI) para estimação do VAR - 2002:10 a 2011:12.....	93

## LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 – Evolução das cotações diárias dos contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011 .....	2
Figura 2 – Relação entre volume, mudança de preços e participantes otimistas ( $j^*/N$ ).....	23
Figura 3 - Volatilidade diária dos retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011 .....	42
Figura 4- Volatilidade diária dos retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011 .....	50
Figura 5 – Covariância diária entre os retornos do índice S&P500 e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002 – 2011 .....	52
Figura 6 – Covariância diária entre os retornos do índice Ibovespa e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002 – 2011 .....	55

## RESUMO

DA SILVA, Viviane Araujo. M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, Outubro de 2012. **A Financeirização do Mercado Futuro Agropecuário no Brasil**. Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Ao longo das últimas décadas, os preços das *commodities* registraram vários períodos de grande oscilação, tanto com tendência de baixa quanto de alta. O último movimento observado iniciou-se no ano de 2002 e, contrariando as expectativas, mostrou-se persistente e abrangente, atingindo tanto as *soft commodities*, que são os produtos cultivados, quanto as *hard commodities*, que são os produtos extraídos ou minerados. Desde então, vários fatores têm sido apresentados como possíveis determinantes do ciclo altista dos preços. Esse cenário estaria sendo fomentado, entre outros fatores, pelo crescente aumento da demanda mundial, destacando-se China e Índia, pelo aumento da utilização de cereais para a produção de ração animal e pelo incentivo à produção de biodiesel, enquanto que, atuando do lado oferta, estariam as mudanças climáticas e a manutenção de baixos estoques. Além dos motivos apresentados, outro fator abordado pela literatura, e que se constitui no objeto de estudo desta pesquisa, é o aumento da atividade especulativa no mercado futuro de *commodities*, denominada financeirização. A financeirização tem sido apontada como um dos fatores responsáveis pela formação de uma bolha especulativa nos mercados futuros de alimentos, gerando instabilidade ao provocar o aumento dos preços e da volatilidade. Não há na literatura corrente, especialmente no Brasil, estudos específicos que abordem o impacto da financeirização sobre a volatilidade dos mercados futuros de *commodities* agropecuárias. Dessa forma, objetivou-se com esta pesquisa analisar a influência dos mercados financeiros, internacional e nacional, sobre o mercado futuro agropecuário no Brasil, verificando se o aumento do volume de negociações com contratos futuros tem sido acompanhado de aumento da volatilidade nos mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja. Ademais, diante da hipótese de que o aumento do volume de negociações em futuros esteja causando o aumento dos preços dos alimentos, foi examinada a existência de relação causal entre o volume de contratos futuros comercializados e os preços futuros das *commodities*. O estudo compreendeu o período entre os anos de 2002 e 2011. Para a análise da transmissão de volatilidade foi utilizado o modelo GARCH multivariado BEKK, enquanto que a verificação

da causalidade na variância se deu por meio da avaliação da significância estatística da função de correlação cruzada dos resíduos padronizados ao quadrado das séries financeiras, oriundos da estimação de modelos GARCH univariados. A investigação da existência de relação linear causal entre o volume comercializado de contratos futuros e os retornos das cotações desses contratos foi realizada utilizando-se o modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Os resultados mostram haver transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de milho, café arábica e soja, enquanto não foi detectada transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de boi gordo. Com relação ao mercado financeiro nacional, os resultados apontam para a existência de transmissão de volatilidade deste mercado apenas para o mercado futuro de milho, enquanto que no mercado futuro de boi gordo, a transmissão se dá na direção oposta. Não há indícios de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e os mercados futuros de café arábica e soja, em nenhuma direção. O teste de causalidade na variância indicou que no período 2002-2011, com exceção da relação mercado financeiro nacional-mercado futuro de boi gordo, a volatilidade do mercado financeiro não causou a volatilidade dos mercados futuros, assim como a volatilidade dos mercados futuros não causou a volatilidade do mercado financeiro. Os resultados também indicam não haver relação linear causal partindo do volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços. Considerando a análise da relação causal partindo dos retornos dos contratos futuros em direção ao volume comercializado, os resultados foram divergentes, nos mercados futuros de boi gordo e soja não foi detectada relação causal, enquanto que, nos mercados futuros de milho e café arábica ficou comprovado que os retornos dos preços futuros precedem temporalmente o volume negociado. Deve-se considerar que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis. De acordo com este estudo, não foi possível confirmar a hipótese de que o aumento do volume de comercialização de contratos futuros, provocado pela financeirização, esteja contribuindo para o aumento dos preços e da volatilidade das *commodities* agropecuárias no Brasil.

## ABSTRACT

DA SILVA, Viviane Araujo. M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, October, 2012. **The Financialization of Agricultural Future Market in Brazil**. Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos.

Over the last decade, commodity prices registered several periods of great oscillation, with both downtrend as high. The last observed movement began in 2002 and, contrary to expectations, was persistent, wide-reaching both soft commodities, which are grown produce, as the hard commodities, which are the products extracted or mined. Since then, several factors have been reported as possible determinants of upward price cycle. This scenario was being fostered, among other factors, by increasing global demand, especially China and India, the increased use of cereals for animal feed production and encouraging the production of biodiesel, while working side supply, climate change and low inventories. Besides the reasons given, another factor addressed by literature, and that is the object of this research is the increase in speculative activity in the commodity future market, called financialization. The financialization has been identified as one of the factors responsible for the rising of a speculative bubble in the future market of food, leading to instability by causing higher prices and volatility. There isn't in the literature, especially in Brazil, studies specifically addressing the impact of financialization on the volatility of agricultural commodity future markets. Thus, the aim of this research was to examine the influence of financial markets, international and national, on the agricultural future market in Brazil, checking whether the increased trading volume in future contracts has been accompanied by increased volatility in cattle, corn, soybean and arabica coffee future markets. Moreover, given the hypothesis that the increase in trading volume in future markets is causing the increase in food prices, we examined the existence of a linear causal relationship between the volume of traded future contracts and commodity future prices. The study included the period between the years 2002 and 2011. For the analysis of volatility transmission model was used GARCH BEKK multivariate model, while checking the causality in variance is given by evaluating the statistical significance of the cross-correlation function of the squared standardized residuals of financial series, from the estimation of univariate GARCH models. The investigation of the existence of linear causal relationship between the volume of traded future contracts and the

returns of the prices of these contracts was performed using the Vector Autoregression model (VAR). The results show there is transmission of volatility between the international financial market and the corn, soybeans and arabica coffee future markets, while not detected transmission of volatility between the international financial market and the cattle future market. With respect to the domestic financial market, the results point to the existence of transmission of volatility in the market only for the corn future market, while in the live cattle future market, the transmission takes place in the opposite direction. There is no evidence of transmission of volatility between the domestic financial market and the arabica coffee and soybean future markets. The causality-in-variance test indicated that the variance in the period 2002-2011 (with the exception of the domestic financial market - cattle future market relationship), the financial market volatility has not caused the volatility of future markets as well as the volatility of the future market did not cause financial market volatility. No linear causal relationship was detected from the returns of future contracts to traded volume in the cattle and soybean future markets, whereas in the corn and arabica coffee future markets the returns of future prices temporally precedes the volume traded. However, these results do not allow evaluate the existence of contemporaneous correlation between these variables. According to this study it was not possible to confirm the hypothesis that the increased volume of trading of future contracts, caused by financialization, is contributing to increased volatility and prices of agricultural commodities in Brazil.

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 Considerações Iniciais

Ao longo das últimas décadas, os preços das *commodities* registraram vários períodos de grande oscilação, tanto com tendência de baixa quanto de alta. O último movimento observado iniciou-se no ano de 2002 e, contrariando as expectativas, mostrou-se persistente e abrangente, atingindo tanto as *soft commodities*, que são os produtos cultivados, quanto as *hard commodities*, que são os produtos extraídos ou minerados.

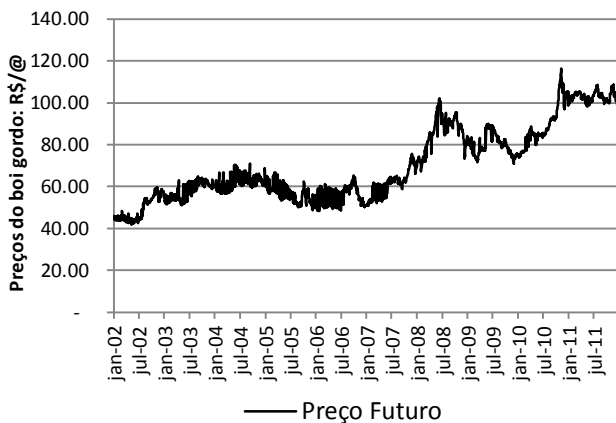
Durante a crise financeira do *subprime*, na primeira metade de 2007, os maiores incrementos de preços se deram nos mercados de *commodities* metálicas, particularmente nos mercados de minério de ferro, cobre e estanho. A partir do segundo semestre de 2007, foram as *commodities* alimentícias e o petróleo que passaram a apresentar aumentos mais significativos no preço e na volatilidade. Com exceção de breves e esporádicos períodos, os preços mantiveram sua trajetória ascendente no decorrer da década.

No pós-crise, período compreendido entre o início do segundo semestre de 2010 e os primeiros meses de 2011, os preços internacionais dos alimentos voltaram a aumentar, chegando inclusive a superar, em alguns casos, os maiores níveis alcançados nos anos de 2007 e 2008, auge da crise financeira internacional<sup>1</sup>. No Brasil, como podem ser observados na Figura 1, os preços futuros das *commodities* agropecuárias seguiram a tendência mundial, apresentando movimento altista a partir de 2002, registrando uma pequena queda entre 2009 e 2010, retomando em seguida sua trajetória ascendente.

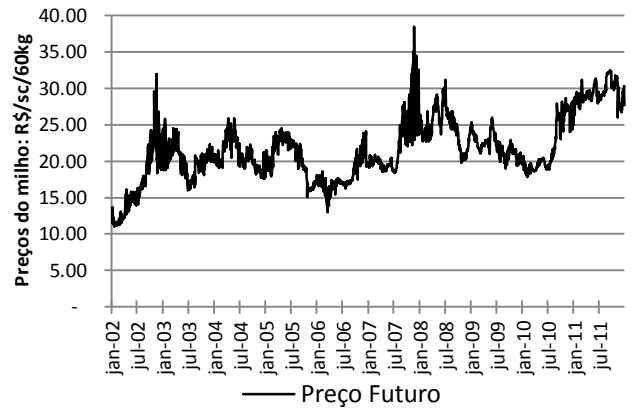
Autores como Prates (2007), Romano (2008), Da Silva e Tavares (2008), Wray (2009), Mendonça e Rosset (2009), Silva e Correa (2009) e Ogg (2010) têm apresentado várias explicações para o *boom* dos preços no mercado de *commodities*, fundamentando-se, principalmente, na existência de uma oferta contraída em face de uma demanda crescente. Esse cenário estaria sendo fomentado, entre outros fatores, pelo crescente aumento da demanda mundial, destacando-se China e Índia, pelo aumento da utilização de cereais para a produção de ração animal e pelo incentivo à produção de biodiesel, enquanto que, atuando do lado oferta, estariam as mudanças climáticas e a manutenção de baixos estoques.

---

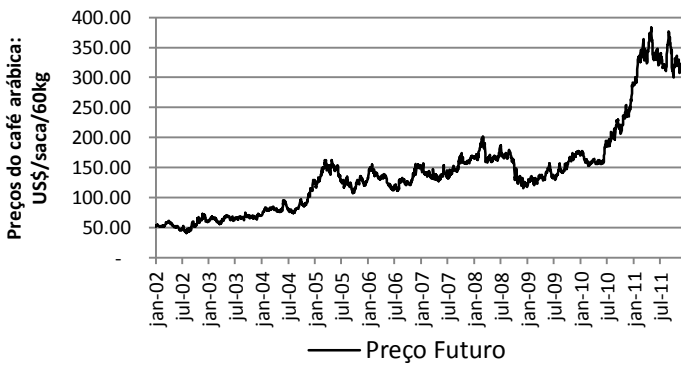
<sup>1</sup> Nesta pesquisa, os anos de 2007 e 2008 são considerados como anos de início e fim da crise financeira do *subprime*, o que não quer dizer que a mesma, necessariamente, tenha iniciado e acabado nesse período. Trata-se unicamente de uma hipótese metodológica para atender ao objetivo da pesquisa.



a) boi gordo



b) milho



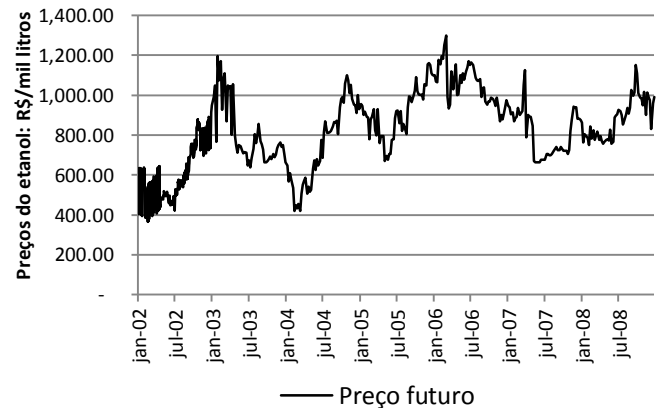
c) café arábica



d) soja



e) açúcar cristal<sup>2</sup>



f) etanol<sup>3</sup>

Figura 1 – Evolução das cotações diárias dos contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011.

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados disponibilizados pela BM&FBOVESPA.

<sup>2</sup> O contrato futuro de açúcar cristal (ISU), ainda que disponível atualmente para negociação na BM&FBOVESPA, não apresenta liquidez, tendo sua última cotação futura formada em julho/2009.

<sup>3</sup> No período compreendido entre dezembro/2008 e maio/2010 não houve registro de negociação no mercado futuro de etanol (ETH).

Segundo Da Silva e Tavares (2008), embora a oferta de alimentos tenha sido ampliada, a demanda aumentou em proporção maior, impulsionada pelo crescimento econômico mundial, que acabou por estimular o consumo de alimentos mais proteicos. Entre 1985 e 2007, os chineses, por exemplo, aumentaram o consumo de carne em 150%, mudança no padrão de consumo que também pode ser verificada, embora em menor proporção, na Índia e no Brasil.

A questão dos biocombustíveis é outra hipótese que se destaca entre os possíveis fatores determinantes da alta dos preços das *commodities*. Wray (2009) salienta que, devido aos altos preços do petróleo bruto, várias políticas governamentais estariam incentivando a produção de biocombustíveis em grande escala, impulsionando os preços de grãos como o milho e a soja. Romano (2008), Mendonça e Rosset (2009) e Ogg (2010) afirmam que o incentivo governamental à produção de biocombustíveis influencia diretamente no processo de formação de preços dos produtos agropecuários, provocando a concorrência por terras agricultáveis que originalmente eram destinadas à produção de alimentos e passaram a ser utilizadas para produção de biocombustíveis.

Cunha (2011) destaca que, do lado da oferta, as mudanças climáticas afetam o setor agrícola por este depender fundamentalmente das condições ambientais. Para Gouvêa (2008), fenômenos meteorológicos extremos, de difícil previsão a médio e longo prazo, como chuvas excessivas, secas e geadas, aumentam os riscos associados à agricultura, ocasionando, segundo Freitas (2009) dificuldades na previsão das safras, aumentando a volatilidade dos preços dos produtos agrícolas.

Além dos motivos apresentados, outro fator abordado pela literatura, e que se constitui no objeto de estudo desta pesquisa, é o aumento da atividade especulativa no mercado futuro de *commodities*. Defende-se que este mercado estaria recebendo um influxo anormal de dinheiro, aplicado em sua grande parte por especuladores que, pessimistas quanto às aplicações financeiras tradicionais, estariam buscando a melhora da relação risco-retorno de suas carteiras de investimento.

Vários estudos, destacando-se os realizados por Abanomey e Mathur (2001), Erb e Harvey (2006), You e Daigler (2007) e Smimou (2010) apontam que a diversificação de portfólios pode gerar aos investidores benefícios maiores quando contratos futuros de *commodities* são adicionados ao conjunto de investimentos de uma carteira, proporcionando maiores retornos e diminuição do risco. Gorton e Rouwenhorst (2006) analisam o desempenho das *commodities* como ativos financeiros e verificam que as mesmas apresentam

correlação negativa com outros ativos e que, em determinadas situações, como em períodos inflacionários, registram, na média, um desempenho melhor que títulos e ações.

Segundo Romano (2008), as crises financeiras observadas na década passada, dentre as quais se destacam a crise das empresas “pontocom”, em 2001, e o colapso do mercado imobiliário americano em 2007, aliadas a um cenário de taxa de juros notoriamente baixa nos EUA e países centrais e à vigência de alto grau de liquidez no mercado financeiro internacional, influenciaram os investidores institucionais a estenderam, em um primeiro momento, seus investimentos ao mercado de ações, logo depois ao mercado imobiliário, em seguida ao mercado de *commodities* minerais, chegando finalmente às *commodities* agrícolas, onde aplicam vultosas quantias.

A intensificação dos investimentos nos mercados de derivativos agrícolas, no contexto internacional, tem sido relatada por vasta literatura, dentre as quais se destacam as pesquisas realizadas por Domanski e Heath (2007), Wray (2009), Baffes e Hanriotis (2010), De Schutter (2010), Tang e Xiong (2010), Irwin e Sanders (2011), entre outras.

De acordo com Irwin e Sanders (2011), nos EUA, o investimento em ativos financeiros ligados aos mercados futuros de *commodities*, incluindo ativos comercializados dentro e fora do país, foi de aproximadamente US\$ 200 bilhões, no final de 2004, alcançando US\$ 250 bilhões, em meados de 2008, chegando a US\$ 300 bilhões no segundo semestre de 2010. Domanski e Heath (2007) ressaltam que, embora esses investimentos sejam pequenos em relação ao mercado financeiro global, é grande em relação à produção no mercado físico.

A tendência de crescimento das negociações nos mercados futuros também pode ser observada no Brasil. Entre os anos de 2001 e 2008, o segmento de derivativos agropecuários da BM&FBOVESPA registrou crescimento sucessivo no número de contratos negociados, sendo que, em 2008, auge da crise financeira do *subprime*, o setor registrou recorde de negociações, chegando a 3.279.827 contratos transacionados. No pós-crise, apesar de uma queda do volume comercializado, as médias mantiveram-se acima das verificadas no período pré-crise (Tabela 1).

No entanto, não é possível afirmar que o crescimento do volume de comercialização de contratos seja exclusivamente reflexo do aumento da atividade especulativa nos mercados futuros. No Brasil, dados disponibilizados pela BM&FBOVESPA mostram que, no segmento agropecuário, houve um pequeno crescimento da participação de investidores institucionais

nacionais<sup>4</sup> e investidores estrangeiros nas atividades de compra e venda de contratos futuros, principalmente a partir do início da crise financeira do *subprime*, em 2007, embora essa participação ainda seja incipiente, considerando o potencial do mercado.

A participação mais significativa dos investidores estrangeiros na comercialização de contratos agropecuários é verificada no mercado futuro de café arábica, no qual foram responsáveis por 48,5% das compras, em 2008 e 34,4% das vendas, em 2009<sup>5</sup>. Em relação aos investidores institucionais nacionais, a maior participação foi observada no mercado futuro de boi gordo, comprando 29,5% e vendendo 23,7% dos contratos futuros, em 2008.

Tabela 1 – Evolução do número de contratos negociados e do volume financeiro no segmento agropecuário da BM&FBOVESPA, período 2001-2011<sup>6</sup>

Período	Contratos negociados	Volume financeiro (R\$/mil)
2001	589.128	7.988.513
2002	766.770	11.701.336
2003	777.675	14.254.841
2004	1.048.982	22.829.396
2005	1.062.223	24.453.973
2006	1.291.616	27.001.331
2007	2.221.890	46.587.381
2008	3.279.827	81.647.019
2009	2.037.602	47.404.823
2010	2.702.705	65.778.843
2011	2.389.454	70.031.509

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da BM&FBOVESPA.

A intensificação da utilização dos derivativos agropecuários como ferramenta de gerenciamento de risco, estratégia conhecida como *hedge*, é outro fator que deve ser considerado como propulsor da comercialização de contratos futuros. A decisão de proteger-se utilizando o mercado futuro está vinculada à minimização do risco, que é dada pela razão de *hedge* de mínima variância. No caso dos derivativos agropecuários, essa razão indica a proporção entre a posição tomada no mercado futuro e a posição mantida no mercado físico.

<sup>4</sup> Um investidor institucional é uma instituição financeira ou estatal que investe no mercado de capitais, podendo ser agrupados em: sociedades seguradoras, entidades de previdência privada, clubes de investimento, fundos mútuos de investimento, entre outros.

<sup>5</sup> A tabela contendo o resumo da evolução da participação dos investidores, entre os anos de 2002 e 2011, no mercado futuro agropecuário brasileiro encontra-se no Apêndice A.

<sup>6</sup> Neste resumo estatístico incluem-se os contratos futuros e de opções de todas as *commodities* agropecuárias negociadas na BM&FBOVESPA (açúcar, boi gordo, etanol, café arábica, milho e soja), exceto os contratos minis.

Contudo, a razão de *hedge* não permanece constante no tempo, além do comportamento histórico dos preços e das relações de cointegração, ela é influenciada pela volatilidade condicional, conferindo a esta medida um caráter dinâmico, com seus valores alterando-se no decorrer do tempo (MÜLLER *et al.*, 2008).

Ainda assim, é o aumento da atividade especulativa nos mercados futuros que tem instigado aos pesquisadores quanto à determinação de suas possíveis causas e consequências. Esse processo, caracterizado pelo aumento do fluxo de investimentos vindo dos mercados financeiros tradicionais em direção aos mercados futuros de *commodities*, tem sido denominado por alguns autores<sup>7</sup> como “financeirização do mercado de *commodities*”. Apesar de a financeirização ser definida em algumas pesquisas, dentre as quais as realizadas por Palley (2007), Carneiro (2009) e Lapavitsas (2010), como sendo um processo mais complexo, abrangendo os sistemas econômicos nas esferas macro e micro, nesta pesquisa o termo financeirização é utilizado para referir-se ao aumento do fluxo especulativo nos mercados futuros.

Ao estudar a alta de preços das *commodities* agropecuárias, é importante diferenciar a mudança na tendência de preços e a variação de volatilidade. Segundo a CEPAL (2011)<sup>8</sup>, mudanças na tendência de preços ocorrem em períodos de médio e longo prazo, respondendo às alterações estruturais de oferta e demanda. Por sua vez, a volatilidade é um conceito mais técnico, referindo-se às mudanças na taxa de variação dos preços em períodos ininterruptos, envolvendo aspectos relativos à magnitude e direção dessas mudanças. Períodos de alta volatilidade são detectados quando os preços sofrem aumentos ou quedas bruscas em pequenos intervalos de tempo.

Os resultados do estudo realizado pela CEPAL (2011), focado no comportamento de alguns índices de preços de alimentos<sup>9</sup>, revelaram incremento significativo dos níveis de volatilidade dos produtos agropecuários nos anos de 2008 e 2009, quando os preços sofreram uma forte alta e, em seguida, uma repentina queda, influenciados pela crise financeira do *subprime*. No início de 2010, observou-se um novo aumento dos níveis de volatilidade, porém em menor magnitude do que o observado no período 2008-2009.

Nesta pesquisa, o efeito da financeirização sobre as cotações futuras das *commodities* agropecuárias será abordado sob a perspectiva da volatilidade, uma vez que, o atual cenário

---

<sup>7</sup> Domanski e Heath (2007), Mayer (2009), *United Nations Conference on Trade and Development – UNCTAD*, em seu *Trade and Development Report* (2009), Baffes e Haniotis (2010), Tang e Xiong (2010), entre outros.

<sup>8</sup> Boletim CEPAL/FAO/IICA nº 1.

<sup>9</sup> Os índices de preços de alimentos foram elaborados pela FAO, UNCTAD, Banco Mundial e FMI.

econômico, caracterizado pelo crescente aumento do volume de negociações com derivativos agropecuários, em paralelo ao aumento dos preços dos alimentos, tem suscitado vários questionamentos a respeito das consequências dessa financeirização nos mercados futuros.

## 1.2 O problema e sua importância

A financeirização tem sido apontada como um dos fatores responsáveis pela instabilidade nos mercados futuros de alimentos. Segundo De Schutter (2010), a ação especulativa no mercado futuro de *commodities* estaria produzindo uma bolha, responsável em grande parte pelo aumento dos preços e da volatilidade.

Na definição de Brunnermeier (2008), a bolha especulativa ocorre quando os ativos financeiros são renegociados por um preço acima daquele determinado pelos fundamentos da oferta e demanda, o que na visão de Kindleberger (1996), gera um movimento amplo e ascendente dos preços durante algum tempo, vindo a despencar posteriormente.

De Long *et al.* (1990) argumentam que a ocorrência de uma bolha especulativa nos mercados futuros só seria possível caso algum dos pressupostos ligados ao apreçamento racional de ativos fosse violado, o que aconteceria, por exemplo, se fosse observada no mercado a entrada em grande escala de investidores que tivessem uma opinião errônea a respeito do comportamento dos preços dos ativos, ou seja, acreditassem possuir informação privilegiada em relação aos demais investidores.

No entanto, mesmo considerando essa possibilidade, a ação dos “*noisetraders*”<sup>10</sup> só afastaria os preços do seu valor “justo” (determinado pela oferta e demanda), caso suas informações fossem imprevisíveis e de algum modo impedissem a prática de arbitragem dos demais agentes, além de que os participantes “desinformados” deveriam acreditar que essas informações mantidas pelos “*noisetraders*” realmente refletissem informações verdadeiras sobre a oferta e demanda dos ativos transacionados.

Petzel (2009) argumenta que a ação dos investidores que especulam com índices de *commodities*<sup>11</sup>, onde geralmente assumem posição comprada, se equivale, sinteticamente, a tomada dessa mesma posição no mercado físico, gerando uma nova demanda. Se esta demanda, representada pelos especuladores, for grande o bastante em comparação à oferta de

---

<sup>10</sup> *Noise-trader* é o termo usado para descrever um investidor que toma decisões sobre compra e venda de ativos sem o uso de dados técnicos, deixando-se influenciar, geralmente, por boatos e notícias infundadas.

<sup>11</sup> Os índices de *commodities* são derivativos financeiros baseados na cotação dos contratos futuros das respectivas *commodities* integrantes do índice.

curto prazo no mercado físico, tanto os preços, quanto a volatilidade dos preços, podem aumentar significativamente.

Hieronymus (1977) contesta esse argumento, afirmando que o fluxo de investimento nos mercados futuros não pode ser equiparado à demanda no mercado físico, já que para cada especulador que assumir uma posição comprada há outro assumindo uma posição vendida, não fazendo sentido algum utilizar os termos “nova demanda” e “nova oferta” para as posições assumidas. A ação dos especuladores só poderia desestabilizar o equilíbrio dos preços no mercado físico caso os mesmos estivessem dispostos a realizar e receber entregas e compras grandes quantidades do produto no mercado à vista, mantendo esses estoques fora do mercado.

Masters (2008) é enfático em defender que o aumento dos preços das *commodities* em geral, observado principalmente no período da crise financeira do *subprime* (2007-2008), é decorrente do crescimento da utilização de *commodities* como ativos de investimento pelos chamados investidores institucionais. O aumento da participação de investidores que só comercializam em futuros, não tendo qualquer ligação com o mercado físico, estaria provocando o aumento, tanto das cotações futuras, quanto dos preços nos mercados físicos.

No entanto, a dificuldade está em classificar as operações realizadas por *hedgers* daquelas realizadas por investidores sem ligação com a comercialização no mercado físico, ou seja, os especuladores, visto que até aqueles investidores tidos como *hedgers* podem especular nos mercados futuros. Hieronymus (1977) ressalta que as firmas envolvidas na comercialização de *commodities* no mercado físico tendem a dominar o mercado futuro<sup>12</sup>, chegando, em alguns casos, como os relatados por Hartzmark (1987), a obter mais lucros do que os “verdadeiros” especuladores.

Garbade e Silber (1983) demonstram que a característica de descoberta de preços, inerente aos mercados futuros, até permite, no curto prazo, que mudanças nos preços futuros sejam transmitidas aos preços no mercado físico, no entanto, no longo prazo, o equilíbrio dos preços refletirá em última instância as forças de oferta e demanda no mercado à vista.

Irwin *et al.* (2009) chamam a atenção para o fato de que o fluxo especulativo nos mercados futuros não afeta, necessariamente, o preço futuro da *commodity* no mesmo momento. Esses preços só irão sofrer alteração se novas informações surgirem, o que causará

---

<sup>12</sup> No Brasil, como pode ser verificado no Apêndice A, as atividades de compra e venda de contratos futuros nos mercados de boi gordo, milho, café arábica e soja são predominantemente dominadas por empresas jurídicas não financeiras, representadas essencialmente pelas empresas comerciais.

a revisão das expectativas dos participantes do mercado em relação às estimativas de oferta e demanda no mercado físico. Neste período, poderá até ser comprovada a existência de correlação contemporânea entre o comportamento do fluxo de dinheiro e o aumento dos preços dos contratos futuros, o que não prova que haja uma relação de causalidade entre as duas variáveis.

Mayer (2009), que estudou a interdependência entre o mercado financeiro e o mercado futuro de *commodities* nos EUA, entre os anos de 2006 e 2009, verificou que as ações dos investidores realmente têm impacto causal sobre os preços dos derivativos, concluindo que a progressiva correlação positiva entre as posições mantidas por investidores nos mercados futuros e no mercado de ações tem contribuído positivamente para o aumento da interdependência entre estes mercados.

Freitas Jr. (2011) mostra que, nos EUA, de acordo com dados do Banco Barclays Capital, desde novembro de 2008 a correlação mensal entre os mercados de ações e o mercado futuro de *commodities* tem girado em torno de 65%, sendo que, nas décadas anteriores, era próxima de zero. A correlação entre o índice CRB (referência para os preços internacionais das *commodities*) e o índice S&P500, que era de 11% até agosto de 2008, mês que antecedeu a quebra do banco Lehman Brothers, alcançou 94%, em 2009, 83%, em 2010, e 73%, em 2011.

Para Irwin e Sanders (2011), o mercado futuro de *commodities* não é o tipo de mercado que se consideraria suscetível à formação de bolhas especulativas. A afirmação decorre do fato de os contratos futuros serem instrumentos de comercialização com um horizonte finito, ou seja, todos os contratos apresentam algum tipo de exigência para serem encerrados, podendo ser a entrega física do produto subjacente ou a liquidação financeira, o que acaba por funcionar como um mecanismo que atrela os preços futuros aos preços à vista. Ademais, virtualmente, não existem, nesse mercado, restrições para vendas à descoberto ou para a prática de arbitragem, o que reduz a vigência de preços que, porventura, estejam afastados dos valores determinados pelos fundamentos de oferta e demanda.

Não há na literatura corrente, especialmente no Brasil, estudos específicos que abordem o impacto da financeirização sobre a volatilidade dos mercados futuros de *commodities* agropecuárias. Assim, diante do exposto, pretende-se com este estudo analisar a

influência dos mercados financeiros internacional, representado pelo Índice S&P500<sup>13</sup>, e nacional, representado pelo Índice Ibovespa<sup>14</sup>, sobre o mercado futuro agropecuário no Brasil, verificando se o aumento do volume de negociações com contratos futuros tem sido acompanhado de aumento da volatilidade nos mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja<sup>15</sup>. Ademais, diante da hipótese de que o aumento do volume de negociações em futuros esteja causando o aumento dos preços dos alimentos, será examinada a existência de relação causal entre o volume de contratos futuros comercializados e os preços futuros das *commodities*. O período de análise tem seu início no ano de 2002, início do ciclo altista dos preços das *commodities*, até o ano de 2011.

### 1.3 Hipótese

A intensificação do fluxo de capital especulativo vindo dos mercados financeiros em direção ao mercado futuro agropecuário no Brasil, principalmente a partir da crise financeira internacional do *subprime*, tem provocado o aumento da volatilidade dos preços dos alimentos. O crescimento do volume de negociações com contratos futuros tem causado o aumento das cotações futuras das *commodities* agropecuárias.

### 1.4 Objetivos

#### 1.4.1 Objetivo Geral

Analisar a influência dos mercados financeiros, internacional e nacional, sobre o mercado futuro agropecuário no Brasil, entre os anos de 2002 e 2011.

---

<sup>13</sup>O S&P500 é um índice de avaliação das mudanças das condições do mercado acionário tendo como base o desempenho médio das 500 maiores empresas dos EUA. Autores como Harris (1982), Jegadeesh e Subrahmanyam (1993) e Lopes (2006) utilizam esse índice em seus estudos como *proxy* para o mercado financeiro internacional.

<sup>14</sup>O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato do Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis (ações) negociados na BM&FBOVESPA.

<sup>15</sup>As *commodities* agropecuárias açúcar cristal e etanol não puderam ser utilizadas devido à falta de informações referentes à comercialização em futuros para determinados períodos.

#### 1.4.2 Objetivos Específicos

- a) Analisar o processo de transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e o mercado futuro agropecuário no Brasil.
- b) Examinar a existência de causalidade entre a volatilidade dos mercados financeiros, nacional e internacional, e a volatilidade do mercado futuro agropecuário no Brasil.
- c) Averiguar a presença de relação causal entre o volume de contratos futuros negociados e os retornos dos preços das *commodities* agropecuárias.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nas seções 2.1 e 2.2, objetiva-se fundamentar, sob a perspectiva teórica, a migração de capitais dos mercados financeiros, internacional e nacional, para o mercado de *commodities* agropecuárias. Assume-se que, preocupados em obter a melhor relação entre risco e retorno, os investidores buscam construir e diversificar suas carteiras de investimentos orientados pelos princípios da Teoria de Seleção de Portfólio de Markowitz (1952). Na seção 2.3 é apresentado o modelo de negociação de ativos desenvolvido por Copeland (1976), visando estabelecer relação entre a chegada de informação nos mercados futuros e as variações no volume e nos preços dos contratos.

### 2.1 A Moderna Teoria do Portfólio

O investimento financeiro nos mercados futuros de *commodities* tem se tornado gradativamente mais significativo, revelando a nova dinâmica que se configura no mercado financeiro internacional. O aumento do fluxo especulativo nas bolsas de mercadorias retrata a nova tendência dos investidores, cujo comportamento está fundado sobre os preceitos da moderna teoria de seleção de carteiras, idealizada por Markowitz (1952).

A Teoria do Portfólio de Markowitz (1952) é baseada no conceito de média-variância e objetiva a construção de portfólios ótimos que minimizem a variância das carteiras de investimentos, dadas as expectativas de retorno da mesma. As ideias propostas para seleção de portfólio podem ser sintetizadas nas seguintes equações:

$$R_p = w_1 R_1 + \dots + w_n R_n \quad (1)$$

em que  $R_p$  representa o retorno total da carteira de investimento,  $w_i$  consiste na proporção de participação de cada ativo na carteira e  $R_i$  representa o retorno individual de cada ativo.

$$\sigma_p^2 = [w_1 \sigma_1 \dots w_n \sigma_n] \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1n} \\ \rho_{12} & 1 & \dots & \rho_{2n} \\ \vdots & & \ddots & \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & \dots & \rho_{nm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \sigma_1 \\ \vdots \\ w_n \sigma_n \end{bmatrix} \quad (2)$$

em que  $\sigma_p^2$  representa a variância total do portfólio,  $w_n \sigma_n$  representa o risco individual de cada ativo da carteira e  $\rho_{nm}$  representa a correlação entre os ativos que compõem o portfólio.

De acordo com Markowitz (1952), é possível reduzir o risco de uma carteira de investimento, sem comprometer seu retorno, combinando-se ativos que apresentam correlação

negativa entre seus rendimentos individuais, o que significa que a rentabilidade desses ativos não tende a apresentar o mesmo comportamento no decorrer do tempo, não sendo influenciados decisivamente pelas mesmas variáveis.

A diversificação de portfólios é uma questão significativa exatamente pelo fato de os ativos terem características inerentes específicas que fazem com que os mesmos reajam distintamente a determinados ambientes macroeconômicos. O grande desafio, no entanto, é encontrar ativos que sejam negativamente correlacionados. Carvalho *et al.* (2007) ressaltam que por mais que um ativo responda de forma simétrica às mais diferentes situações, nenhum deles é totalmente imune à variações bruscas na economia, existindo, portanto, um limite para a simetria dos riscos de ativos que é dado pelo chamado risco de mercado ou risco sistemático, a qual todos os ativos estão sujeitos.

O conceito de diversificação internacional de portfólios, inicialmente proposto por Bergstrom (1975), está sedimentado nos princípios da moderna teoria da seleção de carteiras disseminada por Markowitz, na qual os benefícios da diversificação internacional decorrem do fato de os retornos dos ativos domésticos apresentarem baixa correlação com os ativos estrangeiros.

Aliado aos benefícios proporcionados pela internacionalização de carteiras está o fato de as *commodities* serem comprovadamente instrumentos eficazes para redução do risco, o que justifica o investimento em contratos futuros negociados em outros países. O papel desempenhado pela correlação de ativos na composição de portfólios pode ser ilustrado pela seguinte equação:

$$\sigma_p = \sqrt{w_1^2 \cdot \sigma_1^2 + w_2^2 \cdot \sigma_2^2 + 2w_1 \cdot w_2 \cdot cov(R_1, R_2)} \quad (3)$$

em que  $\sigma_p$  representa o risco da carteira diversificada como um todo,  $\sigma_1^2$  representa a variância do ativo 1, que pode ser representado por ações ou títulos,  $\sigma_2^2$  representa a variância do ativo 2, que pode ser representado pelos contratos futuros,  $w_j$  é a proporção de participação de cada ativo na carteira e  $cov(R_1, R_2)$  representa a covariância entre os retornos dos ativos 1 e 2. Quanto mais negativa for a covariância entre os retornos dos ativos que compõem a carteira, menor será o risco total da carteira de investimento.

A presente pesquisa considera a adaptação realizada por Smimou (2010), que utiliza o modelo idealizado por Markowitz (1952) para a construção de portfólios com ativos negociados nacional e internacionalmente, destacando-se o uso de contratos futuros

individuais de *commodities* agrícolas em substituição aos índices de *commodities* amplamente utilizados pela maioria das pesquisas precedentes. O modelo é descrito pela seguinte equação:

$$\text{a) minimizar } \sigma_p^2 = \sum_{j=1}^N w_j^2 \sigma^2(R_j) + \sum_{k=1}^N w_k^2 \sigma^2(R_k) + \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N w_j w_k \text{Cov}(R_j, R_k)$$

$$\text{b) maximizar } E(R_p) = w_1 R_1 + w_2 R_2 + \dots + w_n R_n = \sum_{i=1}^N w_i R_i$$

$$\text{sujeito a } \sigma_p^2 = \sum_{j=1}^N w_j^2 \sigma^2(R_j) + \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N w_j w_k \text{Cov}(R_j, R_k) = \overline{\sigma_p^2}$$

$$\sum_{i=1}^N w_i = 1$$

$$w_i \geq 0, i = 1, \dots, n, k \neq j \quad (4)$$

Nesse modelo,  $\sigma_p^2$  representa a variância do retorno da carteira diversificada;  $w_j$  é a participação de cada ativo na carteira, que nesse caso foi constituída por índices de ações e contratos futuros agrícolas<sup>16</sup>,  $\sigma^2(R_j)$  simboliza a variância dos retornos das ações e  $\sigma^2(R_k)$  a variância dos retornos de cada contrato futuro,  $\text{Cov}(R_j, R_k)$  retrata a covariância entre os retornos dos ativos que compõem a carteira,  $E(R_p)$  exibe o retorno esperado da carteira e  $R_1, R_2, \dots, R_N$  são os retornos individuais de cada índice de ações e contratos futuros agrícolas.

Portanto, a seleção do portfólio ótimo está fundamentada na minimização da variância do retorno da carteira, condicionada à expectativa de retorno geral do portfólio. Smimou (2010) demonstra que portfólios diversificados com essa classe de ativo tendem a apresentar desempenho superior aos portfólios que não as contém, principalmente se forem constituídos de ativos comercializados em outros países, confirmando a teoria de que a diversificação internacional de carteiras contribui para a diminuição da variância e aumento da média dos retornos esperados.

Há que se considerar que no processo de composição de carteiras de investimento, à medida que se adicionam ativos de maior risco e retorno, cuja correlação com a carteira original seja negativa, podem ser obtidas várias combinações entre os ativos, sendo que a combinação ótima vai depender da aversão ao risco de cada investidor.

A escolha do portfólio ótimo, que possibilita a maximização do retorno e a minimização do risco, vai acabar por determinar a demanda por ativos específicos e,

<sup>16</sup> Nesta abordagem, Smimou (2010) considerou contratos futuros agrícolas comercializados no Canadá, EUA e Europa.

consequentemente, seu preço. Um dos modelos convencionais mais utilizados na alocação de ativos em carteiras de investimento é o modelo CAPM.

## 2.2 O Modelo CAPM

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), cujos pressupostos básicos foram disseminados pelos trabalhos pioneiros de Sharpe (1964) e Lintner (1965), é um modelo derivado da Teoria do Portfólio de Markowitz (1952), baseado na ideia de que os investidores tendem a exigir maior retorno quanto maior for o risco do investimento, sendo que, de acordo com o modelo, este está sujeito a dois tipos de risco na economia: o sistemático e o não-sistemático. O risco não-sistemático é quase que completamente eliminado pela diversificação do portfólio, enquanto que o risco sistemático não pode ser diversificado, já que decorre da correlação entre os retornos de determinado investimento e os retornos do mercado como um todo.

Dessa forma, o investidor procura retorno esperado mais alto que a taxa de juro livre de risco para manter portfólios com risco sistemático positivo. Adotando a hipótese de mercados eficientes, supondo a simetria perfeita de informações, assume-se que seu portfólio sempre corresponderá ao portfólio ótimo, composto por ativos que, dada a aversão do agente ao risco, maximiza o seu retorno e minimiza os riscos. Segundo o modelo CAPM, os agentes com expectativas racionais mantêm portfólios diversificados, onde o coeficiente que mede a correlação entre o retorno de um ativo e o retorno do mercado como um todo, chamado coeficiente *beta*, é dado por:

$$\beta = \frac{\Delta R_i}{\Delta R_m} \quad (5)$$

em que  $\beta$  é o coeficiente de correlação,  $R_i$  é o retorno do ativo e  $R_m$  é o retorno médio de todos os ativos do mercado. Quando  $\beta$  for superior a um, o ativo apresenta um perfil de risco superior ao do portfólio como um todo, é o chamado ativo agressivo. Quando  $\beta$  for inferior a um, o ativo apresenta um perfil de risco inferior ao do portfólio como um todo, podendo ser utilizado como instrumento de diversificação e redução de risco, e é chamado ativo defensivo. Se o  $\beta$  for igual a um, o ativo adicionado ao portfólio tem o mesmo perfil de risco do portfólio como um todo. Portanto, o retorno do ativo deve ser proporcional a  $\beta$ :

$$R_i = R_{sr} + \beta(R_m - R_{sr}) \quad (6)$$

em que  $R_i$  é o retorno do ativo,  $R_{sr}$  corresponde ao retorno do ativo sem risco,  $\beta$  é o coeficiente de correlação e  $(R_m - R_{sr})$  corresponde ao prêmio de risco pago para o portfólio de mercado como um todo, sendo que esse prêmio de risco está relacionado às características de risco inerentes ao ativo incorporado à carteira.

### 2.3 Modelo de Negociação de Ativos

Para entender a dinâmica de funcionamento dos mercados futuros, no que tange ao volume transacionado e ao comportamento dos preços, dada a chegada de novas informações, apresenta-se o modelo desenvolvido por Copeland (1976) que, apesar de não tratar especificamente dos mercados futuros, fornece subsídios para a compreensão do comportamento deste mercado. Copeland (1976) desenvolveu seu modelo considerando a chegada sequencial de informações aos participantes dos mercados (*traders*). Para tanto, o autor assumiu alguns pressupostos:

- a) Apenas uma parte da informação chega durante o período de comercialização (*trading period*), que pode ser definido como horas, dias ou semanas;
- b) Os *traders* recebem a informação um de cada vez, e imediatamente mudam sua curva de demanda;
- c) O período de comercialização termina quando todos os *traders* tiverem mudado sua curva de demanda.
- d) Antes da chegada da informação, todos os participantes apresentam curva de demanda homogênea;
- e) Há restrições para vendas a descoberto, ou seja, o *trader* não pode vender algo que não possui<sup>17</sup>;
- f) O processo de reequilíbrio de mercado, após a chegada da informação, é dividido em dois estágios, I) todos os participantes do mercado, tantos os informados quanto os não informados, detém quantidades positivas de ativo; e II) todos os

---

<sup>17</sup> Esta condição não é válida para o mercado futuro, sendo um pressuposto exclusivo para as transações no mercado financeiro. No entanto, a manutenção da mesma não invalida a utilização do modelo para a compreensão da dinâmica dos mercados futuros em relação ao comportamento dos preços e ao volume transacionado.

participantes desinformados vendem a totalidade de seus ativos aos participantes informados.

Neste modelo, que supõe a chegada da informação sequencial aos participantes do mercado, assumem-se três hipóteses. Na primeira, assume-se que todos aqueles que recebem a nova informação são otimistas. Na segunda, assume-se que os mesmos são pessimistas e na terceira e última etapa, considera-se a existência de uma porcentagem variável, tanto de otimistas quanto pessimistas. A curva de demanda para cada participante do mercado (*trader*) é dada por:

$$D_U = \alpha - \beta P, \quad \beta > 0 \quad (7)$$

em que  $D_U$  representa a curva de demanda do participante ainda não informado e  $P$  é o preço do ativo. O equilíbrio inicial é representado por:

$$ND_U = S \quad (8)$$

em que  $N$  representa o número de participantes do mercado,  $D_U$  representa a curva de demanda de cada participante ainda não informado (desinformado) e  $S$  representa a oferta do ativo comercializado, que neste caso é considerada fixa.

Assim que a nova informação é gerada e torna-se disponível no mercado, os *traders* começam a mudar suas curvas de demanda, deslocando-as para cima, em uma magnitude igual a  $\delta$ . O processo só termina quando todos tiverem modificado suas curvas de demanda. Entre o equilíbrio inicial, onde todos os participantes possuem as mesmas curvas de demanda de ativo e ainda não receberam a informação, e o equilíbrio final, em que todos os participantes já receberam a informação, existe  $N - 1$  estágios de “equilíbrio incompleto”, que descrevem o processo de ajustamento preço-volume referentes à reação de cada *trader* à nova informação.

Dada as restrições das vendas à descoberto, é necessário dividir o “equilíbrio incompleto” em dois estágios. No estágio I, tanto os investidores informados quanto os desinformados detêm quantidades positivas do ativo comercializado. No estágio II, os investidores desinformados já venderam todos os seus ativos aos vendedores informados. Dessa forma, as mudanças de preço e volume serão diferentes em cada estágio.

No estágio I, assumindo-se que  $m$  *traders* de um total de  $N$  participantes receberam as novas informações disponíveis no mercado e agiram com otimismo, deslocando suas curvas de demanda para cima, o “equilíbrio incompleto” é determinado por:

$$(N - m)D_U + jD_O = S \quad (9)$$

Em que  $(N - m)$  representa o número de participantes desinformados;  $D_U$  representa a curva de demanda do participante ainda não informado (Equação 7);  $j$  representa o número de participantes otimistas (nesse caso, por definição,  $j = m$ );  $D_O$  representa a curva de demanda do *trader* otimista e  $S$  representa a oferta de ativos. A curva de demanda do *trader* otimista,  $D_O$ , é representada pela seguinte equação:

$$D_O = \alpha + \delta - \beta P \quad (10)$$

Assim que o  $(m + 1)$ ésimo participante do mercado recebe a nova informação, assumindo que o mesmo permanece no estágio I, o novo equilíbrio é determinado por:

$$(N - m - 1)D_U + (j + 1)D_O = S \quad (11)$$

Observa-se, na Equação 11, que o número de participantes desinformados ( $N$ ) vai decrescendo um a um, ao mesmo tempo em que o número de otimistas vai crescendo na mesma proporção  $(j + 1)$ . O resultado da mudança de preços, no estágio I, consiste na diferença entre o preço de equilíbrio antes da mudança (antes da chegada da informação), denominado  $P_b^e$ , e o preço de equilíbrio depois da mudança (depois de processada a informação), denominado  $P_a^e$ . Substituindo as equações de demanda na (Equação 9) e rearranjando os termos, tem-se que:

$$P_b^e = \frac{1}{\beta} \left( \alpha + \frac{\delta m}{N} - \frac{S}{N} \right) \quad (12)$$

$$P_a^e = \frac{1}{\beta} \left[ \left( \alpha + \frac{\delta(m+1)}{N} - \frac{S}{N} \right) \right] \quad (13)$$

Subtraindo a Equação (12) da Equação (13), tem-se que a mudança de preços no estágio I é dada por:

$$\Delta P = \frac{1}{\beta} \left( \frac{\delta}{N} \right) \quad (14)$$

Em processo similar, o número de ativos mantidos pelo participante antes da chegada da informação,  $H_b$ , é subtraído do número de ativos mantidos pelo mesmo depois da chegada

da informação,  $H_a^O$ , a fim de derivar-se o volume de negociações do  $(m + 1)$ ésimo trader, no estágio I. Antes da mudança, o número de ativos mantidos é determinado por:

$$H_b = D_U = \alpha - \beta P_B^e$$

$$H_b = S/N - \delta m/N \quad (15)$$

Depois da chegada da nova informação e da mudança das curvas de demanda, o número de ativos mantidos pelo participante do mercado é dado por:

$$H_a^O = D_O = \alpha + \delta - \beta P_a^e$$

$$H_a^O = \delta(N - m - 1)/N + S/N \quad (16)$$

Consequentemente, o volume de negociações pertinentes ao  $(m + 1)$ ésimo participante do mercado, no estágio I, é dado por:

$$V_m = H_b - H_a^O \therefore$$

$$V_m = \delta(N - 1)/N \quad (17)$$

Lembrando que, quanto mais *traders* vão tornando-se informados, maior é a pressão que exercem sobre o preço do ativo, impelindo-o para cima. Estes preços subirão até o ponto em que os participantes desinformados desejem vender seus ativos aos participantes informados. Devido à restrição de vendas à descoberto, os investidores desinformados não podem vender mais ativos do que possuem. No estágio I, a diferença entre o número de ativos vendidos e o número de ativos retidos antes da chegada da nova informação no mercado deve ser maior que zero<sup>18</sup>.

Caso a restrição de vendas à descoberto não fosse considerada, o número de ativos mantidos pelos participantes não informados, depois que o  $(m + 1)$ ésimo participante recebesse a informação, seria dado pela seguinte equação:

$$H_a^u = \alpha - P_a^e$$

$$H_a^u = S/N - \alpha(m + 1)/N \quad (18)$$

---

<sup>18</sup> Se for igual a zero, significa que o participante já vendeu todos os seus ativos, não estando mais no estágio I e sim no estágio II.

Subtraindo a Equação (18) da Equação (15), obtém-se:

$$H_b - H_a^u = \left[ S/N - \delta m/N \right] - \left[ S/N - \delta(m+1)/N \right] = \delta/N \quad (19)$$

A restrição de vendas à descoberto, assumida pelo modelo, exige que o número de ativos mantidos pelos investidores antes da chegada da informação no mercado (Equação 15) menos o total de ativos vendidos durante a mudança (Equação 19) seja maior que zero, dessa forma:

$$\begin{aligned} S/N - \delta m/N - \delta/N &> 0 \therefore \\ m &< S/\delta - 1 \text{ ou } j < S/\delta - , \text{ desde que } j \text{ (otimistas)} = m \text{ (informados)} \end{aligned} \quad (20)$$

Enquanto a Equação (20) for verdadeira, a mudança nos preços será igual à determinada pela Equação (14) e o volume transacionado será igual ao determinado pela Equação (17). No estágio II, apenas os investidores otimistas possuem ativos e o equilíbrio é determinado por:

$$jD_o = S, \quad (N - m)D_U = 0 \quad (21)$$

A partir da Equação (21), pode-se derivar o preço de equilíbrio antes que o  $(m + 1)$ ésimo trader mude sua curva de demanda:

$$\begin{aligned} j(\alpha + \delta - \beta P) &= S \\ P_b^e &= \frac{1}{\beta} \left( \alpha + \frac{j\delta - S}{j} \right) \end{aligned} \quad (22)$$

Após a mudança, o preço de equilíbrio é determinado por:

$$\begin{aligned} (j + 1)D_o &= S, \quad (N - m - 1)D_U = 0 \\ (j + 1)(\alpha + \delta - \beta P) &= S \\ P_a^e &= \frac{1}{\beta} \left( \alpha + \frac{(j+1)\delta - S}{j+1} \right) \end{aligned} \quad (23)$$

Dessa forma, a mudança de preço é definida por:

$$\Delta P = P_a^e - P_b^e \therefore$$

$$= \frac{1}{\beta} \left[ \frac{S}{j(j+1)} \right] \quad (24)$$

No estágio II, o volume comercializado corresponde à quantidade de ativos que o novo otimista adquire, assim que muda sua curva de demanda, deslocando-a para cima. Na condição de investidor desinformado, considerando a restrição imposta pelo modelo, o mesmo não possui nenhuma quantidade do ativo. Logo após receber a nova informação, mudando sua curva de demanda, ele passa a deter a seguinte quantidade de ativos:

$$\begin{aligned} V_m &= H_a^O = D_O = \alpha + \delta - \beta P_a^e \\ &= \alpha + \delta - \beta \frac{1}{\beta} \left( \alpha + \frac{(j+1)\delta - S}{j+1} \right) \\ &= S/j + 1 \end{aligned}$$

Assim, o volume comercializado é igual a:

$$V_m = H_a^O - H_b = S/j + 1 \quad (25)$$

Uma vez conhecidas as variações de preço e as quantidades comercializadas nos estágios I e II, considerando a existência apenas de participantes otimistas, é possível calcular a mudança de preço e o volume total comercializados, assumindo que todos os participantes do mercado já receberam a nova informação e mudaram suas curvas de demanda:

$$V_T = \sum_{m=0}^{N-1} V_m = \sum_{j=0}^{j < (S/\delta - 1)} \frac{\delta(N-1)}{N} + \sum_{j > (S/\delta - 1)}^{N-1} \frac{S}{j+1} \quad (26)$$

$$\Delta P = \sum_{m=0}^{N-1} |\Delta P| = \sum_{j=0}^{j \leq (S/\delta) - 1} \frac{1}{\beta} \left( \frac{\delta}{N} \right) + \sum_{j > (S/\delta) - 1}^{N-1} \frac{1}{\beta} \left( \frac{S}{j(j+1)} \right) \quad (27)$$

Neste modelo, que assume a chegada sequencial de informação aos participantes do mercado, desde que todos tenham exatamente a mesma opinião sobre o impacto da nova informação disponível (otimistas ou pessimistas), a ordem em que cada um recebe a informação não é importante. Existe apenas um caminho de ajuste entre o equilíbrio inicial e o equilíbrio final e o total de ativos transacionados ao longo desse caminho não varia.

No caso da totalidade dos participantes do mercado se mostrar pessimista, a identidade matemática será exatamente a oposta da observada no caso anterior, em que todos os participantes são considerados otimistas, ou seja, será um espelho da mesma. Dessa forma, a primeira pessoa a receber a notícia e reagir com pessimismo, deslocando sua curva de demanda para baixo, venderá parte ou o total de ativos que possui, dependendo da força da notícia,  $\delta$ . O volume negociado e a variação do preço, nos estágios I e II serão dados pelas seguintes equações:

$$V_m = \frac{\delta(N-1)}{N} \quad (\text{I}) \quad (28)$$

$$\Delta P = -\frac{1}{\beta} \left( \frac{\delta}{N} \right) \quad (\text{I}) \quad (29)$$

$$V_m = \frac{S}{N-m} \quad (\text{II}) \quad (30)$$

$$\Delta P = -\frac{1}{\beta} \left( \frac{S}{(N-m)(N-m-1)} \right) \quad (\text{II}) \quad (31)$$

O volume transacionado e as mudanças de preços agregados são iguais às obtidas anteriormente, indicando que dados  $S, N$  e  $\delta$ , os resultados são os mesmos quando há unanimidade na opinião dos participantes do mercado, sejam eles otimistas ou pessimistas.

Por último, deve-se considerar a diversidade de opiniões no mercado. Entre o equilíbrio inicial e o equilíbrio final, verifica-se a presença de investidores otimistas ( $j$ ), investidores pessimistas ( $q$ ) e  $N - m = N - j - q$  investidores desinformados. Considerando  $N$  o total de participantes do mercado,  $m$  o número de participantes informados que já mudaram suas curvas de demanda e assumindo que o  $(m+1)$ ésimo participante a receber a informação é otimista, o volume de ativos transacionados e a variação no preço podem ser definidos como:

$$V_m = \frac{\delta(N-q-1)}{(N-q)} \quad (32)$$

$$\Delta P = 1/\beta \left( \delta/(N - q) \right) \quad (33)$$

Por outro lado, considerando que o  $(m+1)$ ésimo participante a receber a informação é pessimista, a mudança no volume comercializado e no preço são dados por:

$$V_m = \frac{S-j\delta}{N-q} \quad (34)$$

$$\Delta P = -\frac{1}{\beta} \left( \frac{s-j\delta}{(N-q)(N-q-1)} \right) \quad (35)$$

Copeland (1976) ainda demonstrou que o volume de negociações é uma função logarítmica crescente do número de participantes do mercado,  $N$ , e da força da nova informação,  $\delta$ .

$$V_T \approx S + S \ln\left(\frac{\delta N}{S}\right) \quad (36)$$

A relação entre o volume transacionado ( $V_t$ ) e a oferta de ativos em circulação ( $S$ ) vai depender da magnitude de  $(\delta N/S)$ . Quanto maior a divergência entre as opiniões dos participantes do mercado (diferença entre otimistas e pessimistas), menor a variação no volume transacionado.

Na Figura 2, verifica-se que a distribuição do volume  $g(V_T)$  apresenta assimetria positiva. Caso a restrição de vendas à descoberto não fosse adotada, a relação entre  $V_T$  e  $j^*/N$  se resumiria à linha tracejada<sup>19</sup>.

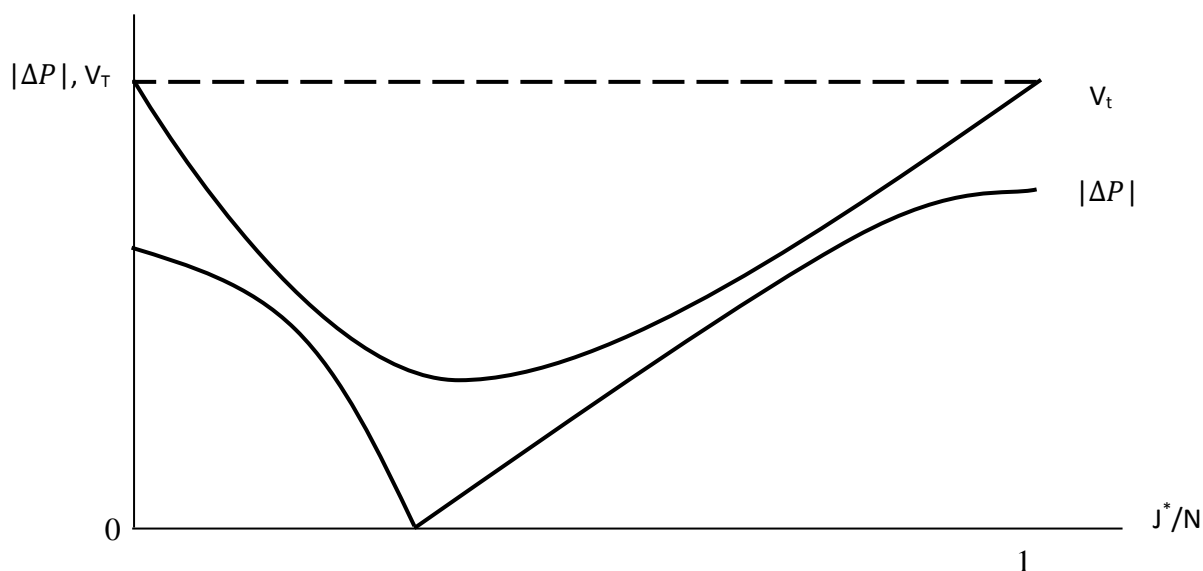


Figura 2 – Relação entre volume, mudança de preços e participantes otimistas ( $j^*/N$ )

Fonte: Elaborado pela autora com base em Copeland (1976).

<sup>19</sup> Embora a restrição de vendas à descoberto seja condição suficiente para a assimetria positiva observada na distribuição do volume, a mesma não é condição necessária.

Sabendo-se que o volume transacionado é função crescente da força da notícia,  $\delta$ , e que o impacto desta notícia no mercado dependerá da porcentagem de participantes otimistas,  $j^*/N$ , Copeland (1976) testou empiricamente<sup>20</sup> a relação entre  $V_T$ , e  $j^*/N$ . Os resultados mostram que o volume mínimo de transações se dá quando ocorre maior discordância de opiniões entre os *traders* (maior diferença entre otimistas e pessimistas). O volume máximo de negociações ocorre quando  $j^*/N$  é igual a zero (todos são pessimistas) ou um (todos são otimistas). O maior preço e volume se dão simultaneamente, indicando a existência de correlação positiva entre o valor absoluto da mudança de preços e o volume comercializado.

Dessa maneira, conclui-se, segundo o modelo de Copeland, que a variação no volume e nos preços, ocasionado por uma nova informação disponível no mercado, vai depender da força dessa notícia e do comportamento de cada participante perante a informação, assim como depende da oferta de ativos e, do tamanho do mercado.

---

<sup>20</sup> Copeland (1976) testou seu modelo por meio de simulação computacional.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 Referencial Analítico

Na seção 3.1.1 descreve-se o procedimento adotado para a verificação da transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e o mercado futuro agropecuário no Brasil, atendendo ao disposto no objetivo específico (a). Na seção 3.1.2, de acordo com o proposto no objetivo específico (b), descreve-se o método de análise para a verificação da existência de relação de causalidade entre a volatilidade dos mercados financeiros e a volatilidade dos mercados futuros. Por último, atendendo ao objetivo específico(c), na seção 3.1.3 é apresentado o método adotado para o estudo da relação existente entre o volume de contratos futuros transacionados e os retornos dos preços futuros.

#### 3.1.1 Transmissão de volatilidade entre mercados

O estudo do processo de transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e o mercado futuro de contratos agropecuários no Brasil, está baseado na análise da volatilidade dos retornos dos preços<sup>21</sup> do índice S&P500, e do Ibovespa, e os contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, no período compreendido entre os anos de 2002, início do ciclo altista dos preços das *commodities*, e 2011. Nesse tipo de análise, usualmente é comum o uso dos retornos dos ativos, ou seja, a diferença no logaritmo dos preços, ao invés dos preços em nível, o que segundo Alexander (2005), se dá pelo fato dos investidores cotejarem os ativos financeiros com base em seus retornos, independente do preço do ativo subjacente.

O modelo considerado para essa análise é o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner), pertencente à classe dos modelos GARCH multivariados. Este modelo é utilizado por permitir a captação das inter-relações dinâmicas entre as variâncias e covariâncias das séries financeiras, que são informações importantes, devendo ser consideradas no processo de seleção de portfólios de investimento. O modelo BEKK pode ser representado da seguinte forma:

---

<sup>21</sup> A taxa de retorno é expressa como:  $R_{j,t} = \ln \left( \frac{I_{j,t}}{I_{j-1,t}} \right)$ .

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q A_i' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_i + \sum_{j=1}^p B_j' H_{t-j} B_j \quad (37)$$

em que:  $H_t$  é a matriz de variâncias e covariâncias (VAR-COV) dos retornos do índice financeiro e do contrato futuro no tempo  $t$ ,  $C$  é uma matriz triangular inferior  $K \times K$ ,  $A_i$  é uma matriz  $K \times K$  dos coeficientes do termo ARCH,  $B_j$  é uma matriz  $K \times K$  dos coeficientes dos termos GARCH,  $\varepsilon_t$  é um vetor de termos de erro que segue um processo M-GARCH,  $k$  é o número de séries utilizadas e  $q$  e  $p$  são as ordens dos termos ARCH e GARCH, respectivamente<sup>22</sup>.

Nesta pesquisa, é estimado um modelo bivariado<sup>23</sup> ( $K=2$ ), com  $p=q=1$ , cujas matrizes podem ser representadas da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}, \quad + \quad \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} * \\ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \quad + \quad \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}, \quad (38)$$

O modelo utiliza duas variáveis expressas sob a forma de taxas de retorno, sendo que o mercado financeiro internacional tem como *proxy* o índice S&P500 (DLOGSP500), enquanto que o mercado financeiro nacional tem como *proxy* o índice Ibovespa (DLOGIND)<sup>24</sup>.

O mercado de derivativos brasileiro é representado pelas séries de retornos referentes a quatro contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA: boi gordo (DLOGBGI), café arábica (DLOGICF), milho<sup>25</sup> (DLOGCCM) e soja (DLOGSFI), cujas características encontram-se na Tabela 2.

<sup>22</sup> Na literatura pode-se encontrar a notação GARCH (p,q), ao invés de GARCH(q,p). Isto se deve à definição da ordem em que os termos aparecem na expressão. Nesta pesquisa, o software utilizado na estimação usa a notação (q,p).

<sup>23</sup> A modelagem das séries financeiras é realizada aos pares, utilizando um índice financeiro e um contrato futuro de cada vez.

<sup>24</sup> IND é o código utilizado pela BM&FBOVESPA para designar o índice Ibovespa.

<sup>25</sup> A BM&FBOVESPA comercializa dois tipos de contrato futuro de milho, o contrato de base de preço de milho e o contrato de milho, que passou a ter liquidação financeira em 19/09/2008. Nesta pesquisa, considera-se apenas o antigo contrato com opção de entrega física e o atual contrato com liquidação financeira.

Tabela 2 - Características dos contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA

Contratos	Tamanho do contrato	Cotação	Meses de vencimento
Boi gordo	330@ líquidas	R\$/@	Todos os meses
Café arábica	100sc/60kg	US\$/sc	Mar/Maio/Jul/Set/Dez
Milho	450sc/60kg	R\$/sc	Jan/Mar/Maio/Jul/Ago/Set/Nov
Soja	450sc/60kg	US\$/sc	Mar/Abr/Maio/Jun/Jul/Ago/Set/Nov

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados disponibilizados pela BM&FBOVESPA.

O número de parâmetros a serem estimados é 11, permitindo a interação entre variâncias e covariâncias, ou seja, captando as inter-relações dinâmicas entre as variâncias e covariâncias. Expandindo-se a Equação (38) pela multiplicação de matrizes, a mesma toma a seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} \\
 h_{12,t} = h_{21,t} &= c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} \\
 &+ (b_{21}b_{12} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} \\
 h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + \\
 &b_{22}^2 h_{22,t-1}
 \end{aligned} \tag{39}$$

Analisando a equação (39), observa-se que a variância condicional individual de cada variável ( $h_{11,t}$  e  $h_{22,t}$ ) afeta a variância da outra variável, assim como afeta a covariância ( $h_{12,t}$ ,  $h_{21,t}$ ). Os coeficientes dos termos ARCH (termo do erro quadrático no período anterior) e GARCH (variância condicional no período anterior),  $a_{12}$  e  $b_{12}$ , respectivamente, indicam a influência do mercado 1 (Índice S&P500 ou Ibovespa) sobre o mercado 2 (mercado futuro brasileiro), enquanto que os termos ARCH  $a_{21}$  e GARCH  $b_{21}$  refletem a influência do mercado 2 sobre o mercado 1. No estudo da transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro e o mercado de derivativos agropecuários, a significância individual dos coeficientes GARCH  $b_{12}$  indicará se a variância da série de retornos dos contratos futuros agropecuários, no período corrente, pode ser explicada pela variância do índice financeiro, no período anterior e vice-versa.

No entanto, segundo Tsay (2010), tal modelo tem alguns pontos negativos, como o fato de os parâmetros das matrizes  $A_i$  e  $B_j$  não terem interpretação direta quanto aos valores

defasados das volatilidades ou choques. Outro ponto negativo está relacionado ao fato de que o número de parâmetros estimados,  $n^2 (p + q) + (n + 1)/2$ , cresce rapidamente conforme aumentam as ordens (q, p), gerando parâmetros estatisticamente insignificantes e trazendo complicações ao modelo.

Além de verificar a transmissão de volatilidade entre os mercados, o modelo BEKK (Equação 37) é utilizado para estimar a covariância entre os índices financeiros e os contratos futuros agropecuários, objetivando identificar a existência ou não de dependência conjunta entre os retornos dos índices financeiros (S&P500 e Ibovespa) e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, no período de análise (2002-2011).

O primeiro passo da investigação do processo de transmissão de volatilidade consiste no exame da estacionariedade das séries de retornos. A análise é realizada conforme sugere Enders (2010), aplicando-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) às séries de retornos em nível. O número de defasagens utilizado no teste é escolhido pela minimização do critério de informação de Schwarz e tem como finalidade eliminar a autocorrelação serial dos resíduos<sup>26</sup>.

As séries financeiras apresentam características que lhe são muito peculiares, apresentando frequentemente aglomeração de volatilidade, representadas por períodos em que os preços dos ativos sofrem grandes oscilações por um grande espaço de tempo, seguido de períodos de oscilações menos intensas. Tais características ocasionam o chamado efeito ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) que denota uma modelagem adequada para sua média e variância.

As séries de retornos utilizadas na pesquisa: S&P500 (DLOGSP500), Ibovespa (DLOGIND), boi gordo (DLOGBGI), milho (DLOGCCM), café arábica (DLOGICF) e soja (DLOGSFI) são testadas a fim de detectar a presença do efeito ARCH. O primeiro procedimento consiste em analisar graficamente, tanto as séries de retornos, quanto as séries de retornos ao quadrado, visando identificar a presença de *clusters* de volatilidade, ou seja, alternância entre alta e baixa volatilidade durante o período analisado.

Uma vez detectada graficamente a existência do efeito ARCH nas séries de retornos, a etapa seguinte consiste na aplicação do Teste do Multiplicador de Lagrange (LM), que confirmará a existência ou não de heterocedasticidade condicional. A hipótese nula do Teste do Multiplicador de Lagrange (LM), ou teste do efeito ARCH, proposto por Engle (1982), é de que todos os coeficientes dos resíduos defasados ao quadrado são iguais a zero:  $H_0 =$

---

<sup>26</sup> O software estatístico indica automaticamente o número adequado de defasagens a serem utilizadas no cálculo da estatística do teste, tendo como base o critério de informação de Schwarz.

$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_q = 0$ , ou seja, de que não há efeito ARCH, contra a hipótese alternativa de que pelo um dos coeficientes seja diferente de zero,  $H_1 = \alpha_i \neq 0$ .

A existência de autocorrelação nas séries financeiras é testada utilizando-se a função de autocorrelação (FAC) dos retornos absolutos e dos retornos ao quadrado e a estatística  $Q$ , desenvolvida por Box e Pierce (1970). Se o valor  $Q$  calculado exceder o valor crítico de  $Q$  na distribuição qui-quadrado ao nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula de que todos os  $\rho_k$  são iguais a zero, indicando a existência de autocorrelação, que deverá ser eliminada por meio da estimação de equação da média ajustada para cada série.

A análise da distribuição das séries é executada com a aplicação do teste Jarque-Bera e com a análise dos gráficos  $QxQ$ <sup>27</sup>, que indicarão o tipo de distribuição (normal ou *t-student*) que será utilizada no processo de modelagem da volatilidade.

### 3.1.2 Causalidade entre a volatilidade dos retornos dos índices financeiros e a volatilidade dos retornos do mercado futuro agropecuário no Brasil

Para testar se a volatilidade dos retornos do índice S&P500 e do Ibovespa causam a volatilidade dos retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, no período 2002-2011, é utilizado o teste de causalidade proposto por Cheung e Ng (1996). O método de Cheung e Ng (1996) consiste em um processo de dois estágios que avalia a função de correlação cruzada (FCC) dos quadrados dos resíduos padronizados.

O primeiro estágio envolve a estimação de modelos GARCH univariados de cada série de retornos,  $X_t$  e  $Y_t$  (retorno do índice financeiro e retorno do mercado futuro). Uma vez obtida as variâncias, por meio dos modelos GARCH, parte-se para o segundo estágio, que consiste na construção da série dos quadrados dos resíduos padronizados proveniente dessa estimação, denominados  $u_t$  e  $v_t$ .

$$u_t = (x_t - \mu_{x,t})^2 / h_{x,t} = \xi_t^2 \quad (40)$$

$$v_t = (y_t - \mu_{y,t})^2 / h_{y,t} = \varepsilon_t^2 \quad (41)$$

<sup>27</sup> O gráfico  $QxQ$  (*quantis versus quantis*) é usado para verificar se os dados de uma série seguem determinada distribuição teórica de probabilidade. Se a distribuição dos dados é igual à teórica, os pontos no gráfico devem coincidir com uma linha reta.

em que  $\mu_{x,t}$  e  $\mu_{y,t}$  são, respectivamente, os valores médios das séries de retornos do mercado financeiro e do mercado futuro,  $h_{x,t}$  e  $h_{y,t}$  são as variâncias condicionais. A correlação cruzada na defasagem (*lag*)  $k$ ,  $r_{uv}(k)$ , é dada por:

$$r_{uv}(k) = c_{uv}(k)(c_{uu}(0)c_{vv}(0))^{-\frac{1}{2}}$$

$$r_{uv}(k) = \frac{c_{uv}(k)}{\sqrt{c_{uu}(0)c_{vv}(0)}} \quad (42)$$

na qual  $c_{uv}(k) = T^{-1} \sum_{t=1}^T (U_t - \bar{U})(V_t - \bar{V})$ ;  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ ,  $c_{uu}(0)$  e  $c_{vv}(0)$  são as variâncias de  $u$  e  $v$ , respectivamente, e  $T$  é o tamanho da amostra.

O teste de Cheung e Ng (1996), deste modo, é baseado na avaliação da significância das FCC dos resíduos padronizados ao quadrado,  $r_{uv}(k)$  (sendo  $u$  correspondente à equação dos retornos do índice financeiro e  $v$  correspondente à equação dos retornos do mercado futuro), visando detectar relações causais e identificar a direção da causalidade. Para o teste de causalidade em cada defasagem  $k$ , compara-se  $\sqrt{T}\hat{r}_{uv}(k)$  com uma distribuição normal padronizada.

A partir dos resultados obtidos, é possível constatar se há evidências de que a volatilidade do mercado financeiro causa a volatilidade do mercado futuro agropecuário no Brasil, no período compreendido entre os anos de 2002 e 2011, visto que o incremento das negociações com derivativos agropecuários sugere que o fluxo de investimentos advindo do mercado financeiro internacional e nacional esteja atuando de forma a aumentar a volatilidade dos mercados futuros.

### 3.1.3 Relação entre volume negociado e retorno dos preços

O aumento das atividades de compra e venda de contratos no mercado futuro agropecuário fomentado, segundo a teoria da financeirização, pela comprovada característica de gerenciamento de risco inerente aos contratos futuros, tem provocado questionamentos a respeito da relação entre o volume transacionado e as variações dos preços futuros das *commodities*.

Para detectar potencial relação causal entre o volume de contratos futuros negociados na BM&FBOVESPA, no período 2002-2011, e os retornos das cotações desses contratos,

utiliza-se análise baseada no modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), cujas variáveis são o volume diário de negociação dos contratos futuros de boi gordo (VOL\_BGI), milho (VOL\_CCM), café arábica (VOL\_ICF) e soja (VOL\_SFI) e os retornos das cotações futuras diárias desses contratos: boi gordo (DLOGBGI), café arábica (DLOGICF), milho (DLOGCCM) e soja (DLOGSFI). O modelo pode ser representado pelas seguintes equações:

$$V_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1,i} V_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_{1,j} R_{t-j} + \epsilon_1 \quad (43)$$

$$R_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2,i} R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2,j} V_{t-j} + \epsilon_2 \quad (44)$$

nas quais  $V_t$  corresponde ao volume diário comercializado de cada contrato futuro agropecuário,  $R_t$  corresponde ao retorno dos preços desses contratos,  $\alpha, \beta$  e  $\gamma$  são os parâmetros a serem estimados,  $\epsilon_1$  e  $\epsilon_2$  são perturbações aleatórias não correlacionadas entre si e  $m$  corresponde ao número de defasagens selecionadas segundo os critérios de Akaike e Schwarz.

Utilizando o método proposto por Granger (1969), as equações (43) e (44) permitem a identificação de relação linear causal entre volume e retornos dos preços. Se o vetor de coeficientes estimados  $\gamma_1$  da equação (43) for estatisticamente significativo, enquanto que o vetor de coeficientes  $\gamma_2$  da equação (44) for estatisticamente não significativo, o retorno dos preços causa no sentido de Granger o volume comercializado, ou seja, o retorno dos preços precede temporalmente o volume transacionado, sendo observado, nesse caso, causalidade unidirecional entre essas variáveis. Da mesma forma, se o vetor de coeficientes estimados  $\gamma_1$  da equação (43) for estatisticamente não significativo, enquanto que o vetor de coeficientes  $\gamma_2$  da equação (44) for estatisticamente significativo, o volume comercializado precede temporalmente o retorno dos preços.

Se, tanto  $\gamma_1$  quanto  $\gamma_2$ , forem estatisticamente significantes, observa-se causalidade bidirecional entre essas variáveis, indicando que os valores defasados de cada variável se mostram importantes para a predição dos valores uma da outra. No entanto, se os parâmetros estimados  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  forem estatisticamente não significantes, não há relação de causalidade linear entre as variáveis volume e preço.

A primeira estratégia para a averiguação da existência de relação linear entre as variáveis consiste no exame da estacionariedade das séries referentes ao volume diário de comercialização dos contratos futuros de boi gordo (VOL\_BGI), milho (VOL\_CCM), café arábica (VOL\_ICF) e soja (VOL\_SFI), uma vez que a estacionariedade das séries de retornos

do mercado futuro já foram testadas na primeira análise. O restante do processo segue os mesmos passos descritos nas seções anteriores.

A seleção do modelo VAR segue o procedimento de redução gradual do número de defasagens de cada modelo, tendo-se como referência os resultados dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), enquanto que a estabilidade do modelo VAR, conforme sugere Lütkepohl (1991), é testada por meio da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico.

### 3.2 Fonte de dados

Utilizam-se nesta pesquisa dados referentes às cotações de ajuste do índice S&P500, obtidas no site do YAHOO-Finanças, às cotações médias do índice Ibovespa<sup>28</sup> e às cotações médias e volume transacionado dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, ambos obtidos no site da BM&FBOVESPA.

Os contratos futuros de açúcar cristal e etanol não puderam ser utilizados devido à indisponibilidade de dados referentes às cotações futuras para determinados anos dentro do período analisado. O contrato futuro de açúcar cristal (ISU), ainda que disponível atualmente para negociação na BM&FBOVESPA, não apresenta liquidez, tendo sua última cotação futura formada em julho/2009.

Em relação ao etanol (ETH), depois do insucesso do contrato de etanol anidro lançado em 2007, cuja cotação era em dólares, com formação de preço no Porto de Santos, um novo contrato (etanol hidratado), cotado em reais e com liquidação financeira, foi lançado em maio/2010. Não obstante, no período compreendido entre dezembro/2008 e maio/2010, não houve registro de negociação de etanol no mercado futuro brasileiro.

A princípio, a variável a ser utilizada para representar o mercado financeiro internacional seria o volume de capital estrangeiro entrante no mercado futuro agropecuário brasileiro, no entanto, como a mesma não está disponível, foi utilizado o índice da *Standard and Poor's* (S&P500), que tem sido adotado pela literatura, devido a sua importância, como *proxy* para o mercado financeiro internacional.

---

<sup>28</sup> Os retornos do Índice S&P500 e do Ibovespa são calculados tendo como base sua cotação, apresentada como “ponto”, que é uma medida de valor absoluto, cuja função é a de servir de instrumento de comparação, permitindo a análise de variação do valor de uma carteira de ativos ao longo do tempo. A rentabilidade, portanto, é representada pela variação dos pontos do índice.

A seleção do índice Ibovespa como variável representativa do mercado financeiro nacional seguiu o mesmo critério adotado para o S&P500 e está baseada na sua importância como indicador do desempenho do mercado acionário brasileiro. No entanto, deve-se destacar que, apesar de serem boas *proxies*, considerando os objetivos propostos, as mesmas possuem certas limitações, o que pode influenciar alguns resultados sem, contudo, prejudicar a conclusão geral da pesquisa.

A periodicidade dos dados é diária, desconsiderando-se os dias em que não houve negociação nas bolsas nacional e internacional (sábados, domingos e feriados). Os dados referem-se ao período compreendido entre 02/01/2002 e 29/12/2011, com exceção do contrato futuro de soja, cuja série se inicia em 11/10/2002, já que a BM&FBOVESPA não registrou negociação de contrato futuro de soja entre 13/06/2001 e 11/10/2002.

A seleção dos contratos baseou-se nos vencimentos com maior volume de negociação diária, ou seja, para cada dia de pregão foram considerados os contratos mais negociados, independente do mês de vencimento. Apesar de, geralmente, nas análises que contemplam os mercados futuros, a seleção dos contratos se basear nos primeiros vencimentos destes, nesta pesquisa deu-se prioridade à demanda diária pelos contratos, já que nem sempre os contratos para o primeiro vencimento foram os mais negociados do dia.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro e o mercado futuro agropecuário no Brasil

Na Tabela 3, são apresentadas as características das séries de retornos financeiros utilizadas nesta análise<sup>29</sup>. Observa-se que os índices financeiros, assim como os contratos futuros agropecuários, apresentaram, na média, retornos diários negativos no decorrer do período analisado. Tanto o maior, quanto o menor retorno foram gerados pelos contratos futuros de milho.

O teste de estacionariedade<sup>30</sup> aplicado a essas séries indica que as mesmas são estacionárias. Os gráficos dos retornos e dos retornos ao quadrado<sup>31</sup> demonstram a incidência de *clusters* de volatilidade, sugerindo a existência de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, que foi confirmada com a aplicação do Teste do Multiplicador de Lagrange (LM)<sup>32</sup>.

A análise da distribuição das séries indicou a não normalidade dos retornos. As séries ainda apresentam leptocurtose e alto coeficiente de curtose (Anexo B). Os gráficos dos quantis, por sua vez, demonstram que os retornos têm característica de assimetria e caudas mais pesadas, incompatíveis com as da distribuição normal<sup>33</sup> (Anexo C). No mesmo gráfico é possível constatar que as séries de retornos adaptam-se melhor à distribuição *t-Student*, sugerindo qual a distribuição mais adequada a ser utilizada no processo de modelagem da volatilidade.

Os resíduos da equação da média para todas as séries de retornos exibiram coeficientes de correlação estatisticamente significantes, indicando existência de autocorrelação, confirmada pela estatística *Q*, que rejeitou a hipótese nula de que essas correlações conjuntamente são iguais a zero. Os coeficientes de correlação dos resíduos das séries de

---

<sup>29</sup> As demais informações estatísticas sobre as séries de retornos utilizadas na pesquisa encontram-se no Anexo B.

<sup>30</sup> Os resultados do teste de estacionariedade encontram-se no Apêndice B, Tabela B1.

<sup>31</sup> Os gráficos estão disponíveis no Anexo A.

<sup>32</sup> Os resultados do teste LM estão disponíveis no Apêndice C.

<sup>33</sup> Costa e Baidya (2001), baseados em Praetz (1972) e Clark (1973), argumentam que caudas mais pesadas podem ser explicadas pela mistura de distribuições normais. Tal ideia originou muitos modelos não lineares, como os da família GARCH.

retornos ao quadrado também se mostraram estatisticamente significantes, confirmando a existência de heterocedasticidade condicional (Anexo D).

Tabela 3 – Características das séries de retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, e do mercado futuro agropecuário brasileiro, período 2002-2011

Variáveis	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de observações
DLOGSP500	-2,07e-20	0,109538	-0,094729	0,013883	2.518
DLOGIND	-1,09e-18	0,114915	-0,130941	0,017213	2.486
DLOGBGI	-9,57e-19	0,189226	-0,191194	0,040068	2.473
DLOGCCM	-1,26e-18	0,382457	-0,518926	0,054223	2.469
DLOGICF	-1,71e-18	0,121971	-0,121263	0,021645	2.477
DLOGSFI	-3,94e-19	0,210806	-0,254503	0,032985	2.254

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: DLOGSP500 = retornos das cotações futuras do índice S&P500, DLOGIND = retornos das cotações futuras do IBOVESPA, DLOGBGI = retornos das cotações futuras do boi gordo, DLOGCCM = retornos das cotações futuras do milho, DLOGICF = retornos das cotações futuras do café arábica, DLOGSFI = retornos das cotações futuras da soja.

A modelagem das séries de retornos foi realizada utilizando-se o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner), pertencente à família dos modelos GARCH multivariados, o que permitiu a modelagem conjunta das variâncias e covariâncias dinâmicas entre as séries. Nesta pesquisa, foi aplicado o modelo BEKK bivariado (Equação 37), considerando os retornos diários de cada índice financeiro (S&P500 e Ibovespa) e de cada contrato agropecuário, no período compreendido entre os anos de 2002 e 2011.

Devido à presença de autocorrelação nas séries de retornos, as equações da média foram ajustadas, com a utilização de termos ARMA, de forma a eliminá-la. Para cada modelo BEKK, foi estimada uma matriz de variâncias e covariâncias condicionais<sup>34</sup>.

#### i. Mercado financeiro internacional – mercado futuro agropecuário

Nesta seção são apresentadas as volatilidades estimadas para as séries de retornos do mercado financeiro internacional (S&P500) e para as séries de retornos do mercado futuro brasileiro (boi gordo, milho, café arábica e soja), no período 2002-2011<sup>35</sup>.

<sup>34</sup>A ordem que se mostrou mais adequada para a estimação dos modelos foi o BEKK (1,1), uma vez que as ordens superiores a estas não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes.

<sup>35</sup>As linhas de comando utilizadas para a estimação do modelo encontram-se no Apêndice D.

Os resultados da análise para o mercado futuro de boi gordo estão disponíveis na Tabela 4, na qual se visualizam os coeficientes estimados para as equações da média e variância. Na equação da média encontram-se os termos auto-regressivos das séries DLOGSP500 e DLOGBGI, utilizados para eliminar a autocorrelação dos resíduos, detectada pela análise de correlograma na fase de modelagem das séries. Apesar de o coeficiente auto-regressivo  $dlogsp500(-1)$  não se mostrar estatisticamente significativo, foi mantido no modelo por resolver o problema de autocorrelação<sup>36</sup>.

Tabela 4 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
ARMA (1,1)	Equação da média			
	C(dlogsp500)	0,0003008	2,5611	0,0104 **
	C(dlogbgi)	0,0002061	1,0340	0,3012 NS
	AR(dlogsp500 (-1))	0,4738854	3,1377	0,0017 ***
	AR(dlogbgi (-1))	-0,0491889	-0,7045	0,4812 NS
	MA(dlogsp500 (-1))	-0,5530779	-3,8892	0,0001 ***
	MA(dlogbgi (-1))	-0,2457476	-3,6075	0,0003 ***
CONSTANTES	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
	c(1, 1)	0,0007660	3,6769	0,0002 ***
	c(2, 1)	0,0004951	0,2819	0,7780 NS
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	c(2, 2)	0,0042205	11,4351	0,0000 ***
	a(1; 1, 1)	0,2594713	13,5920	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	0,0223352	0,7300	0,4654 NS
	a(1; 1, 2)	-0,0088482	-1,8100	0,0704 *
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	a(1; 2, 2)	0,6276390	17,8271	0,0000 ***
	b(1; 1, 1)	0,9751867	305,8132	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	-0,0020368	-0,2316	0,8169 NS
	b(1; 1, 2)	0,0035460	1,5714	0,1162 NS
	b(1; 2, 2)	0,8377945	109,6754	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante

Na equação da variância, observa-se que o coeficiente ARCH  $a_{12}$ , que denota a influência do erro quadrático dos retornos do mercado financeiro internacional no período  $t-1$  sobre a determinação da variância dos retornos do mercado futuro de boi gordo no período  $t$ ,

<sup>36</sup> Esse critério foi mantido para as demais séries modeladas.

é significativa apenas ao nível de 10%. Por sua vez, o coeficiente ARCH  $a_{21}$  não se mostra estatisticamente significativa<sup>37</sup>.

Os coeficientes GARCH estimados apontam para a inexistência de transmissão direta de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de boi gordo, uma vez que os coeficientes  $b_{12}$  e  $b_{21}$  que, respectivamente, representam a influência da variância do mercado internacional sobre a variância do mercado futuro e a influência da variância do mercado futuro sobre a variância do mercado financeiro internacional, não se mostram estatisticamente significantes.

Ressalta-se que uma das características do mercado futuro de boi gordo no Brasil é o baixo nível de participação dos investidores estrangeiros, principalmente em comparação aos investidores institucionais nacionais. Um dos motivos pode estar associado ao fato de os contratos futuros de boi gordo, até o ano de 2011, permitirem o encerramento por entrega física, o que podia gerar para as partes do contrato (principalmente para os investidores) problemas decorrentes dos altos custos de transação inerentes a este tipo de liquidação.

Na análise do mercado futuro de milho, cujos resultados encontram-se na Tabela 5, observa-se que os termos ARCH  $a_{12}$  e  $a_{21}$  não são estatisticamente significantes, indicando que o erro quadrático dos retornos do mercado financeiro internacional não influencia a volatilidade dos retornos do mercado futuro de milho, assim como o erro quadrático do mercado futuro de milho não influencia a volatilidade dos retornos do mercado financeiro internacional.

A produção de milho, juntamente com a de soja, contribui com cerca de 80% da produção de grãos no Brasil. A diferença entre as duas culturas reside no fato de o mercado de soja apresentar maior liquidez, dada a sua inserção no mercado internacional, enquanto que o milho tem sua produção voltada basicamente para o abastecimento interno<sup>38</sup>. No entanto, nos últimos anos, o milho é o derivativo agropecuário que vem apresentando maior crescimento de negociação na BM&FBOVESPA, provocado pelo aumento da importância do milho no cenário mundial, fomentado pela sua utilização na produção de biocombustíveis<sup>39</sup>.

---

<sup>37</sup> As equações resultantes da multiplicação das matrizes estimadas pelo modelo BEKK encontram-se no Apêndice E. Os modelos das equações de variância e covariância podem ser visualizados na Equação 38.

<sup>38</sup> Dados obtidos no site da EMBRAPA. Disponível em: <<http://www.embrapa.br/>>

<sup>39</sup> Dados obtidos no site da AVEWORLD. Disponível em: <<http://www.aveworld.com.br/>>

Tabela 5 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de milho, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
	Equação da média			
ARMA (2,2)	C(dlogsp500)	0,0003080	0,07828	0,9376 NS
	C(dlogccm)	0,0000059	0,11358	0,9096 NS
	AR(dlogsp500 (-1))	0,5916	0,05801	0,9537 NS
	AR(dlogccm (-1))	1,027	9,22157	0,0000 ***
	AR(dlogsp500 (-2))	-0,06197	-0,01475	0,9882 NS
	AR(dlogccm (-2))	-0,2054	-3,79253	0,0002 ***
	MA(dlogsp500 (-1))	-0,6702	-0,06573	0,9476 NS
	MA(dlogccm (-1))	-1,375	-12,6264	0,0000 ***
	MA(dlogsp500 (-2))	0,07756	0,01552	0,9876 NS
	MA(dlogccm (-2))	0,4968	8,67737	0,0000 ***
	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
CONSTANTES	c(1, 1)	0,0008155	4,48769	0,0000 ***
	c(2, 1)	0,0002566	0,14589	0,8840 NS
	c(2, 2)	0,005468	12,0316	0,0000 ***
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	a(1; 1, 1)	0,2510	14,7540	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	-0,02060	-0,51230	0,6085 NS
	a(1; 1, 2)	0,006009	1,41484	0,1572 NS
	a(1; 2, 2)	0,5333	19,6586	0,0000 ***
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	b(1; 1, 1)	0,9721	270,959	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	0,005321	0,44510	0,6563 NS
	b(1; 1, 2)	-0,003092	-1,75957	0,0786 *
	b(1; 2, 2)	0,8710	111,242	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

A partir de setembro de 2008, o contrato futuro de milho, que permitia a liquidação financeira ou por entrega física, passou a ter liquidação exclusivamente financeira. No mesmo ano, foi registrado crescimento da participação de investidores institucionais nacionais e investidores estrangeiros<sup>40</sup> na negociação de contratos futuros de milho, o que pode ter sido reflexo dessa mudança nos termos de encerramento do contrato.

Diferentemente do observado no mercado futuro de boi gordo, o coeficiente que representa a influência da variância do mercado internacional sobre a variância do mercado futuro,  $b_{12}$ , se mostra estatisticamente significante, indicando que a volatilidade do mercado acionário internacional no período  $t_{-1}$  é relevante para a determinação da volatilidade do

<sup>40</sup> A tabela contendo o resumo da evolução da participação dos investidores no mercado futuro agropecuário brasileiro encontra-se no Apêndice A.

mercado futuro de milho no período  $t$ . No entanto, a significância estatística do coeficiente GARCH  $b_{12}$ , se dá apenas ao nível de 10%. Tal fato pode estar associado às limitações da *proxy* utilizada, que abrange apenas o mercado acionário, não refletindo as atividades nos demais segmentos, como os mercados de títulos e derivativos financeiros, por exemplo.

O terceiro mercado analisado é o mercado futuro de café arábica (Tabela 6). Na equação da variância, observa-se que o termo ARCH  $a_{21}$  é estatisticamente significativo a 5%, indicando que o erro quadrático dos retornos do mercado futuro de milho no período  $t-1$  influencia a volatilidade dos retornos do mercado financeiro internacional no período  $t$ .

Tabela 6 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de café arábica, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
	<i>Equação da média</i>			
ARMA (1,1)	C(dlogsp500)	0,0002423	2,4498	0,0144 **
	C(dlogicf)	-0,0001351	-0,2703	0,7869 NS
	AR(dlogsp500 (-1))	0,5871806	4,5627	0,0000 ***
	AR(dlogicf(-1))	-0,3856609	-2,1696	0,0301 **
	MA(dlogsp500 (-1))	-0,6626087	-5,6479	0,0000 ***
	MA(dlogicf(-1))	0,4673768	2,7630	0,0057 ***
	<i>Equação da variância (matriz VAR-COV)</i>			
CONSTANTES	c(1, 1)	0,0007388	2,8627	0,0042 ***
	c(2, 1)	0,0038764	1,0374	0,2997 NS
	c(2, 2)	0,0104131	6,6904	0,0000 ***
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	a(1; 1, 1)	0,2462887	15,0836	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	-0,1048070	-2,5621	0,0105 **
	a(1; 1, 2)	0,0184173	1,6240	0,1045 NS
	a(1; 2, 2)	0,4908610	16,621	0,0000 ***
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	b(1; 1, 1)	0,9694373	246,438	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	0,0207708	1,3527	0,1763 NS
	b(1; 1, 2)	-0,0185279	-1,6515	0,0988 *
	b(1; 2, 2)	0,6853265	21,1093	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Assim como verificado no mercado futuro de milho, foi confirmada estatisticamente a transmissão de volatilidade do mercado financeiro internacional para o mercado futuro de café arábica, uma vez que o coeficiente GARCH  $b_{12}$  se mostrou estatisticamente significativo, embora apenas ao nível de 10%.

O mercado de café, atualmente, é o segundo maior mercado mundial de produtos naturais, perdendo apenas para o petróleo. O Brasil é o maior exportador mundial de café arábica e o segundo maior de café robusta<sup>41</sup>. Quando comparado aos mercados futuros de boi gordo, milho e soja, o mercado de café arábica é aquele que registra a maior participação de investidores estrangeiros na comercialização de contratos futuros, superando, na média, a participação dos investidores institucionais nacionais.

Procedendo à análise do mercado futuro de soja, os resultados são apresentados na Tabela 7 e mostram que, assim como observado no mercado futuro de milho, os termos ARCH  $a_{12}$  e  $a_{21}$  não são estatisticamente significantes.

Tabela 7 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de soja, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
ARMA (1,1)	Equação da média			
	C(dlogsp500)	0,0003172	2,2153	0,0027 ***
	C(dlogsfí)	0,0003596	1,6337	0,1025 NS
	AR(dlogsp500 (-1))	0,4081435	2,1070	0,0352 **
	AR(dlogsfí (-1))	0,1178117	1,2288	0,2193 NS
	MA(dlogsp500 (-1))	-0,4837708	-2,6163	0,0089 ***
	MA(dlogsfí (-1))	-0,3361859	-3,7075	0,0002 ***
CONSTANTES	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
	c(1, 1)	0,0009088	5,0322	0,0000 ***
	c(2, 1)	-0,0006969	-0,5251	0,5996 NS
	c(2, 2)	0,0055380	12,8805	0,0000 ***
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	a(1; 1, 1)	0,2438785	13,1346	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	0,0485227	1,3867	0,1657 NS
	a(1; 1, 2)	-0,0117338	-1,3961	0,1628 NS
	a(1; 2, 2)	0,4993786	16,3980	0,0000 ***
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	b(1; 1, 1)	0,9728284	248,5371	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	-0,0114715	-1,0688	0,2853 NS
	b(1; 1, 2)	0,0069988	1,8241	0,0683 *
	b(1; 2, 2)	0,8567175	78,1594	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Não obstante, a significância estatística do coeficiente GARCH  $b_{12}$  (ao nível de 10%) indica haver, assim como nos mercados futuros de milho e café arábica, transmissão de

<sup>41</sup> Dados obtidos no site da ADVFN. Disponível em: < <http://br.advfn.com/>>.

volatilidade do mercado financeiro internacional em direção ao mercado futuro de soja, não ocorrendo transmissão no sentido contrário.

A soja é, dentre as *commodities* estudadas, a que apresenta o maior volume de exportações. O complexo soja é um dos principais responsáveis pelo desenvolvimento e sucesso do agronegócio brasileiro, respondendo por quase 12% do total das receitas cambiais no Brasil<sup>42</sup>. No ranking mundial de produtores, o Brasil perde apenas para os EUA.

Seguindo a tendência do mercado futuro brasileiro em relação às *commodities* agropecuárias, em janeiro de 2011, foi extinta a entrega física como forma de encerramento dos contratos futuros de soja, prevalecendo apenas a liquidação financeira. Destaca-se que este é um mercado com participação incipiente dos investidores nacionais e estrangeiros, com a comercialização de contratos futuros sendo movimentada, em sua maioria, por pessoas jurídicas não financeiras (aproximadamente 90%), representadas por *tradings*, cooperativas, empresas de carnes e fornecedoras de insumos.

Na Figura 3, encontra-se a volatilidade diária estimada a partir do modelo BEKK, para o Índice S&P500 e para os mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, entre os anos de 2002 e 2011.

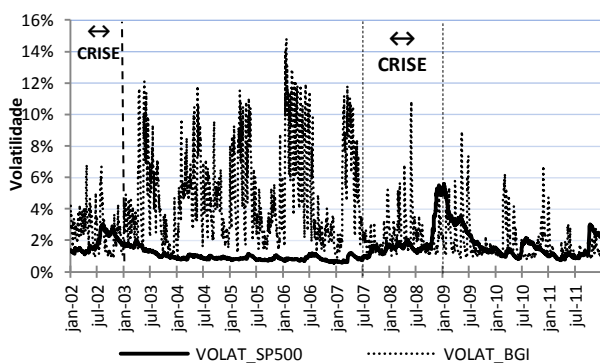
No mercado futuro de boi gordo (Figura 3(a)), observa-se que no ano de 2002, tanto a volatilidade dos retornos do mercado futuro de boi gordo (VOLAT\_BGI), quanto a volatilidade dos retornos do mercado financeiro internacional (VOLAT\_SP500) demonstraram certo grau de instabilidade. No mercado futuro, tal perturbação coincide com o início da trajetória altista dos preços das *commodities*, enquanto que a inquietação do mercado acionário internacional ainda reflete as consequências da crise das empresas “pontocom”, que culminou no ano 2001.

A partir de 2003, o mercado futuro de boi gordo passou a registrar aumento substancial de sua volatilidade. Neste mesmo ano, as exportações de carne bovina cresceram 45,4%, sustentadas pelo crescimento de 8,6% na produção nacional. O maior choque de volatilidade ocorreu no ano de 2006, no qual o índice diário chegou a 14,8%, no mês de janeiro, encerrando o ano com média diária de 5,7%. Neste período, um dos acontecimentos importantes registrados no mercado pecuário brasileiro foi a expansão internacional do grupo

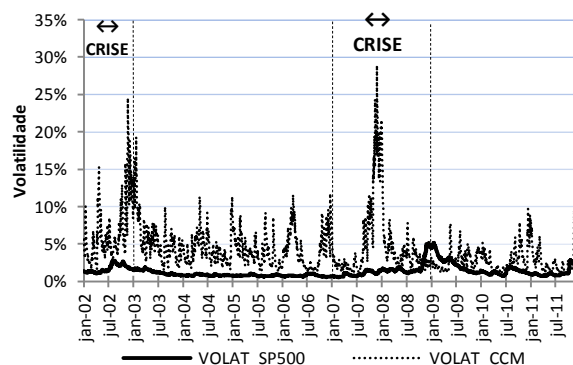
---

<sup>42</sup> Dado obtido no site da ABIOVE. <[www.abiove.com.br](http://www.abiove.com.br)>

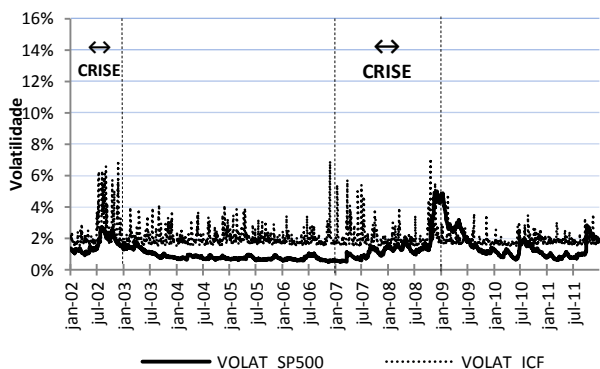
JBS S.A, iniciado em 2005<sup>43</sup>, aumentando a capacidade produtiva da empresa para 22,6 mil cabeças/dia<sup>44</sup>. Entretanto, não se pode afirmar que este fato tenha relação direta com o aumento da volatilidade observada.



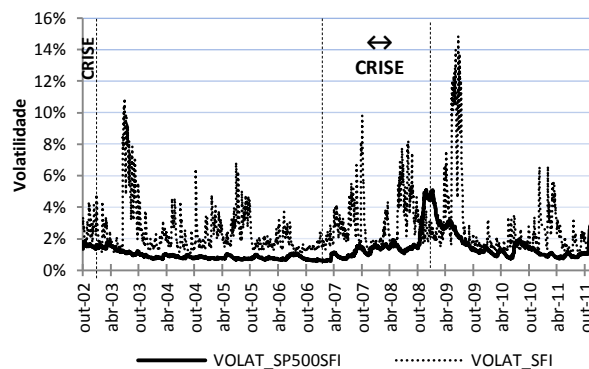
a) S&P500 – boi gordo



b) S&P500 – milho



c) S&P500 – café arábica



d) S&P500 – soja

Figura 3 - Volatilidade diária dos retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011.

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

No período da crise financeira do *subprime* (2007-2008), a volatilidade do mercado futuro de boi gordo chegou a apresentar pico diário de 11,8%, em 2007, e 10,8%, em 2008, todavia, a média para o período foi menor do que a observada no período pré-crise. No pós-

<sup>43</sup> No ano de 2005, o grupo Friboi foi reestruturado dando origem ao grupo JBS S.A, que iniciou processo de internacionalização com a aquisição da Swift Armour S.A, maior produtora e exportadora de carne bovina da Argentina.

<sup>44</sup> Dados obtidos no site da JBS-Friboi, disponível em: <<http://www.jbs.com.br/>>.

crise, a média diária de volatilidade reduziu-se gradualmente, marcando 2,1%, 1,8% e 1,3%, nos anos de 2009, 2010 e 2011, respectivamente.

Comparado ao mercado de derivativos agropecuários, o mercado acionário internacional, representado pelo Índice S&P500, demonstrou maior estabilidade, registrando, entre os anos de 2002 e 2011, volatilidade média de 1,2%. No período da crise financeira internacional (2007- 2008), a volatilidade diária média foi de 1% e 1,9%, respectivamente. O maior choque de volatilidade foi verificado no ano de 2009, 5,4%, ano em que também foi anotada a maior média de volatilidade do período 2002-2011, 2,2%.

No ano de 2009, o mercado futuro de boi gordo e, principalmente, o mercado financeiro internacional apresentaram índices de volatilidade muito próximos aos verificados no auge da crise (no caso do último foi até maior), mostrando que, apesar do abrandamento dos efeitos da crise, devido às diversas medidas econômicas adotadas em 2008, ao redor do mundo e fundamentalmente nos EUA, objetivando a manutenção da liquidez no mercado financeiro, os resquícios da crise continuaram a afetar estes mercados nos anos subsequentes, vindo a dissipar-se lentamente.

A volatilidade estimada para o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de milho encontra-se na Figura 3(b). Entre os quatro mercados futuros analisados, o mercado de milho é o que se mostra mais volátil. Os maiores choques de volatilidade nesse mercado (VOLAT\_CCM) ocorreram nos anos de 2002 e 2007. Em 2002, a volatilidade diária chegou a 24,5%, no mês de novembro, sendo que a média diária do ano foi de 6,7%.

O segundo pico de volatilidade, o de maior magnitude, foi registrado no início da crise financeira internacional, em 2007, no final de novembro, chegando a 29%. A média diária desse ano, no entanto, foi menor do que a registrada em 2002, 5,8%. No cenário nacional, o ano de 2007 foi marcado pelo crescimento de 20,8% da produção de milho.

No pós-crise, assim como verificado no mercado futuro de boi gordo e no mercado financeiro internacional, a média de volatilidade do mercado futuro de milho começa a decair, sinalizando 2,8%, em 2009, 2,9%, em 2010, e 2,5%, em 2011. A partir do ano de 2010, porém, é perceptível a ocorrência de novos choques de volatilidade, embora com menos intensidade do que os choques verificados no ano de 2002 e 2007-2008, possivelmente já refletindo os efeitos da crise financeira na Europa, iniciada na Grécia, em 2009.

Dos mercados futuros analisados, o de café arábica (Figura 3(c)), é o menos volátil. A média diária de volatilidade no período 2002-2011 foi de aproximadamente 2%. Neste, também destacam-se dois momentos de maior inquietação. O primeiro se deu em 2002, onde

a média de volatilidade foi de 2,5%, com pico de 6,8%, no mês de novembro. O segundo foi na crise financeira do *subprime*, com média de volatilidade de 2,1%, tanto no ano de 2007, quanto no ano de 2008.

Ao contrário dos mercados futuros de boi gordo e milho, o mercado de café arábica ostentou níveis de volatilidade muito próximos aos registrados no mercado financeiro internacional, representado aqui pelo Índice S&P500, com ligeira queda de volatilidade nos anos posteriores à crise financeira do *subprime*, fato também verificado nos demais mercados analisados.

No mercado futuro de soja, cuja volatilidade estimada está representada na Figura 3(d), os anos que registraram maior média diária de volatilidade foram 2003 (3,3%), 2008 (3,2%) e 2009 (4%). Os níveis de volatilidade (VOLAT\_SFI) estiveram mais altos no ano de 2009 do que em 2007 (2,7%) e 2008 (3,2%), durante a crise do *subprime*.

A partir de 2010, apesar da redução da média de volatilidade (em relação ao ano de 2009), o mercado futuro de soja parece ingressar em uma nova onda de inquietação. Embora os choques de volatilidade nesse período tenham sido menores do que os registrados nos anos anteriores, não deixam de ser importantes como alerta, já que podem estar refletindo os sinais da instabilidade provocada pela recente crise europeia nos mercados financeiros internacionais.

## ii. Mercado financeiro nacional – mercado futuro agropecuário

Nesta seção são apresentadas as volatilidades estimadas para as séries de retorno do mercado financeiro nacional e para as séries de retornos do mercado futuro brasileiro, no período 2002-2011.

Utilizando a mesma metodologia adotada na verificação da transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e os mercados futuros, é realizada a análise da transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional, representado pelo índice acionário Ibovespa, e o mercado agropecuário brasileiro, representado pelos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja.

Na Tabela 8 encontram-se os coeficientes estimados para as equações da média e da variância, considerando a análise envolvendo o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de boi gordo. Constata-se que os coeficientes ARCH,  $a_{12}$  e  $a_{21}$ , não são estatisticamente

significantes, assim como o coeficiente GARCH  $b_{12}$ , que representa a transmissão de volatilidade do mercado financeiro nacional para o mercado futuro de boi gordo.

Ao contrário do esperado, o coeficiente  $b_{21}$ , que representa a influência da volatilidade dos retornos do mercado futuro de boi gordo no período  $t-1$  sobre a volatilidade dos retornos do mercado nacional no período  $t$ , se mostra estatisticamente significativa (ao nível de 5%), indicando ter havido transmissão de volatilidade do mercado futuro de boi gordo para o mercado financeiro nacional, no período 2002-2011.

Tabela 8 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
ARMA (1,1)	Equação da média			
	C(dlogind)	0,0003980	1,1736	0,2407 NS
	C(dlogbgi)	0,0001344	0,6885	0,4912 NS
	AR(dlogind (-1))	-0,1136057	-1,0453	0,2960 NS
	AR(dlogbgi (-1))	-0,0437573	-0,6444	0,5194 NS
	MA(dlogind (-1))	0,2778474	2,6470	0,0082 ***
	MA(dlogbgi (-1))	-0,2658159	-4,0650	0,0000 ***
CONSTANTES	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
	c(1, 1)	0,0020344	5,5308	0,0000 ***
	c(2, 1)	-0,0025133	-1,9920	0,0465 **
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	c(2, 2)	0,0030988	3,0160	0,0026***
	a(1; 1, 1)	0,2159179	11,1264	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	-0,0130795	-0,5515	0,5814 NS
	a(1; 1, 2)	0,0049019	0,4977	0,6187 NS
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	a(1; 2, 2)	0,6053954	18,8086	0,0000 ***
	b(1; 1, 1)	0,9766982	232,0254	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	0,0194531	2,3309	0,0198 **
	b(1; 1, 2)	-0,0015947	-0,3354	0,7373 NS
	b(1; 2, 2)	0,8427771	112,1236	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%.NS = Indica estatisticamente não significativa

Na Tabela 9 são apresentados os resultados da análise de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de milho. Observa-se que, assim como no mercado futuro de boi gordo, os coeficientes ARCH  $a_{12}$  e  $a_{21}$  não se mostram estatisticamente significantes.

Pode-se afirmar que há transmissão de volatilidade do mercado financeiro nacional para o mercado futuro de milho, uma vez que o coeficiente GARCH  $b_{12}$  se mostra estatisticamente significativa (apenas ao nível de 10%). Da mesma forma, é possível afirmar, com base nos resultados, que não há transmissão de volatilidade do mercado futuro de milho para o mercado financeiro nacional, uma vez que o coeficiente GARCH  $b_{21}$  não se mostra estatisticamente significativa.

Tabela 9 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de milho, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
ARMA (1,1)	Equação da média			
	C(1)	0,0003652	1,0319	0,3022 NS
	C(2)	0,0000310	0,1340	0,8934 NS
	AR(1; 1, 1)	-0,1357790	-1,2924	0,1963 NS
	AR(1; 2, 2)	0,0877629	1,5136	0,1303 NS
	MA(1; 1, 1)	0,3048895	3,0182	0,0026 ***
	MA(1; 2, 2)	-0,4414467	-8,6164	0,0000 ***
CONSTANTES	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
	c(1, 1)	0,0019099	5,7790	0,0000 ***
	c(2, 1)	-0,0007959	-0,5332	0,5939 NS
	c(2, 2)	0,0052088	10,9418	0,0000***
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	a(1; 1, 1)	0,2012895	11,9301	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	-0,0113502	-0,3656	0,7147 NS
	a(1; 1, 2)	-0,0080781	-1,2682	0,2048 NS
	a(1; 2, 2)	0,5190593	20,0805	0,0000 ***
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	b(1; 1, 1)	0,9764926	242,8090	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	0,0033270	0,3082	0,7580 NS
	b(1; 1, 2)	0,0044765	1,7548	0,0794 *
	b(1; 2, 2)	0,8728301	113,3614	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significativa.

Embora o milho, assim como a carne bovina, tenha representatividade no Ibovespa, uma vez que as empresas do ramo alimentício e do ramo de bebidas, que utilizam a *commodity* como matéria prima, somam, respectivamente, 4% e 1,7% das ações que compõem o índice, esta não é uma evidência forte o suficiente para justificar o resultado apresentado. Contudo, salienta-se que, assim como no caso da *proxy* utilizada para o mercado financeiro internacional (índice acionário S&P500), a variável empregada como referência

para o mercado financeiro nacional (índice acionário Ibovespa), possui limitações, já que não engloba as movimentações nos mercados de títulos, letras e demais instrumentos financeiros, o que pode ter influenciado os resultados obtidos nesta pesquisa.

Os resultados da análise de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de café arábica encontram-se na Tabela 10. Ao contrário da análise anterior, onde foi examinada a ocorrência de transmissão de volatilidade entre este mercado e o mercado financeiro internacional, os resultados decorrentes desta análise apontam não haver transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de café arábica, em nenhuma direção, uma vez que os coeficientes GARCH  $b_{12}$  e  $b_{21}$  não se mostram estatisticamente significantes.

Tabela 10 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de café arábica, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
	Equação da média			
ARMA (1,1)	C(1)	0,0002154	0,6136	0,5395 NS
	C(2)	-0,0002179	-0,4291	0,6678 NS
	AR(1; 1, 1)	-0,1091696	-0,9363	0,3492 NS
	AR(1; 2, 2)	-0,4327856	-2,5450	0,0109 **
	MA(1; 1, 1)	0,2724852	2,4111	0,0159 **
	MA(1; 2, 2)	0,5109565	3,1776	0,0015 ***
	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
CONSTANTES	c(1, 1)	0,0015743	3,2226	0,0013 ***
	c(2, 1)	0,0010794	0,3428	0,7317 NS
	c(2, 2)	0,0104603	15,3966	0,0000 ***
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	a(1; 1, 1)	0,2191770	12,6782	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	0,0238303	0,7849	0,4326 NS
	a(1; 1, 2)	-0,0143150	-0,7181	0,4728 NS
	a(1; 2, 2)	0,4944566	17,0194	0,0000 ***
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	b(1; 1, 1)	0,9716402	195,9910	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	-0,0206385	-1,1844	0,2364 NS
	b(1; 1, 2)	0,0223102	1,2470	0,2125 NS
	b(1; 2, 2)	0,7045341	23,4262	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Este resultado não chega a surpreender, pois o café arábica é uma *commodity* cuja comercialização se mostra mais atrelada à dinâmica do mercado internacional do que às

interações do mercado doméstico. Tal a importância do café brasileiro no cenário internacional que a BM&FBOVESPA está preparando o lançamento dos contratos futuros de café arábica na bolsa de Chicago<sup>45</sup>.

Na análise da transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de soja (Tabela 11), ao contrário do constatado nos mercados de boi gordo e milho, mas em concordância com o resultado obtido para o mercado de café arábica, os coeficientes que denotam a influência da volatilidade dos retornos do mercado financeiro sobre a volatilidade dos retornos do mercado futuro, assim como o que representa a influência da volatilidade dos retornos do mercado futuro sobre a volatilidade dos retornos do mercado financeiro, coeficientes GARCH  $b_{12}$  e  $b_{21}$ , respectivamente, se mostram estatisticamente não significantes.

Tabela 11 – Resultados do modelo BEKK para os retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de soja, período 2002-2011

	Variáveis	Coefficientes	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
ARMA (1,1)	Equação da média			
	C(1)	0,0002782	0,7537	0,4511
	C(2)	0,0003866	1,6947	0,0903
	AR(1; 1, 1)	-0,1694833	-1,5413	0,1234
	AR(1; 2, 2)	0,0927017	0,9674	0,3335
	MA(1; 1, 1)	0,3378075	3,2277	0,0013
	MA(1; 2, 2)	-0,3188584	-3,5206	0,0004
CONSTANTES	Equação da variância (matriz VAR-COV)			
	c(1, 1)	0,0021689	5,8271	0,0000 ***
	c(2, 1)	0,0007309	0,6345	0,5258 NS
COEFICIENTES ARCH ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	c(2, 2)	0,0051135	12,8537	0,0000 ***
	a(1; 1, 1)	0,2394486	11,4768	0,0000 ***
	a(1; 2, 1)	0,0492424	1,6030	0,1091 NS
	a(1; 1, 2)	0,0085977	0,7387	0,4602 NS
COEFICIENTES GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )	a(1; 2, 2)	0,4625033	16,9886	0,0000 ***
	b(1; 1, 1)	0,9685238	176,9918	0,0000 ***
	b(1; 2, 1)	-0,0137923	-1,3045	0,1922 NS
	b(1; 1, 2)	-0,0032462	-0,5719	0,5674 NS
	b(1; 2, 2)	0,8708807	88,1628	0,0000 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significativa.

<sup>45</sup> O lançamento dos contratos de Ibovespa futuro nos EUA faz parte de um acordo entre a BM&FBOVESPA e o CME Group, de Chicago, que prevê parcerias de índices de referência globais e de contratos de *commodities* e de energia. As informações foram obtidas no site da revista Exame.com, disponível em: <<http://migre.me/b8pL5>>.

Uma das explicações para esse resultado pode residir no fato de que no mercado nacional de soja, tal qual ocorre no mercado de café arábica, grande parte da produção é exportada, deixando esse mercado mais sujeito às flutuações das cotações internacionais, principalmente da bolsa de Chicago (*Chicago Board of Trade*), do que às oscilações do mercado doméstico.

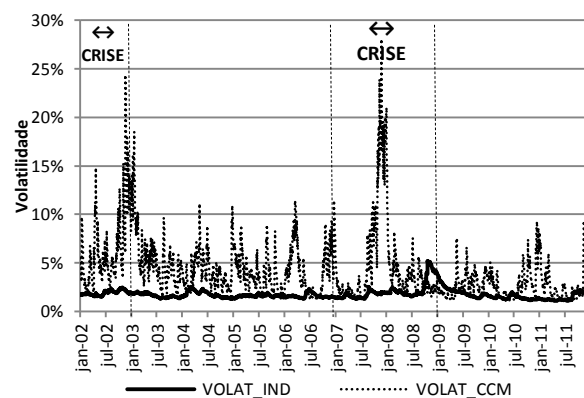
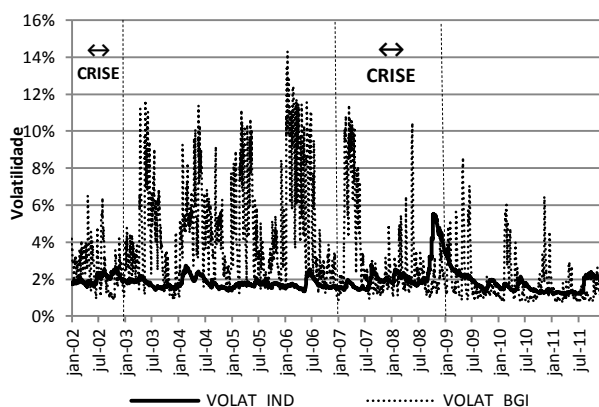
O contrário é observado nos mercados futuros de boi gordo e milho, que possuem mercado interno mais dinâmico, estimulando o desenvolvimento da comercialização em futuros. No entanto, não se pode afirmar que esta seja a única ou principal explicação para a não detecção de transmissão de volatilidade entre esses mercados, uma vez que deve-se considerar, como explicado anteriormente, as limitações da *proxy* utilizada.

A volatilidade diária estimada para as séries do Ibovespa (VOLAT\_IND) e do mercado futuro de boi gordo (VOLAT\_BGI), milho (VOLAT\_CCM), café arábica (VOLAT\_ICF) e soja (VOLAT\_SFI) é apresentada na Figura 4.

O índice Ibovespa, assim como o S&P500, apresenta menor volatilidade do que o mercado futuro agropecuário. A média diária de volatilidade do Ibovespa, no período 2002-2011, ficou em torno de 1,9%, com o maior pico de volatilidade ocorrendo no segundo semestre de 2008, auge da crise financeira do *subprime*, chegando a 5,5%, contra 3,2% do mercado de boi gordo, 3,7% do mercado de milho, 7% do mercado de café arábica e 3,5% do mercado de soja.

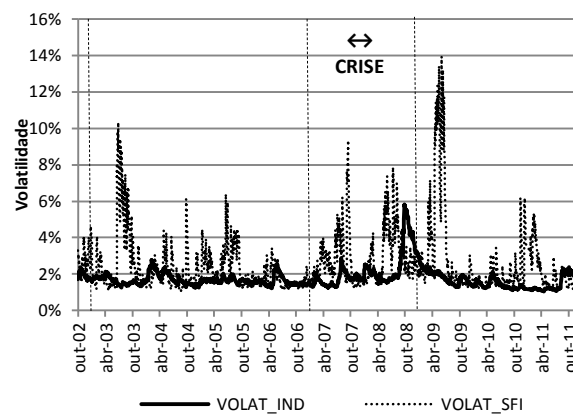
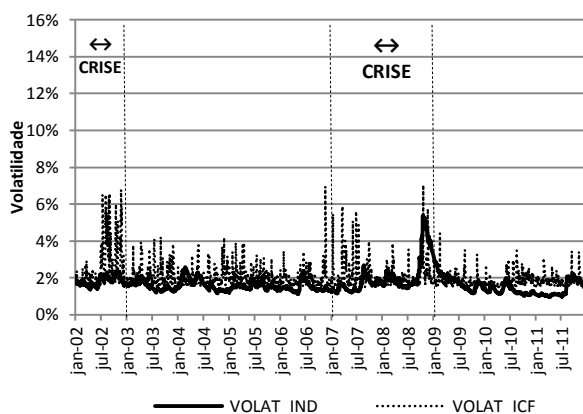
No pós-crise, a volatilidade diária do mercado financeiro nacional reduziu-se paulatinamente, chegando a níveis inferiores aos registrados no período pré-crise. Porém, a partir do segundo semestre de 2009, observou-se a ocorrência de pequenos choques, caracterizando comportamento semelhante ao verificado no mercado financeiro internacional.

Pelo exposto, a análise realizada nesta seção permite afirmar que, com exceção do contrato futuro de boi gordo, a variância dos retornos do mercado financeiro internacional, representado pelo índice acionário S&P500, influencia a variância dos retornos dos contratos futuros, ocorrendo transmissão de volatilidade do primeiro para o segundo mercado. No entanto, convém destacar que a significância estatística dos termos GARCH só é comprovada ao nível de 10%, o que pode estar associada às limitações da *proxy* utilizada.



a) Ibovespa – boi gordo

b) Ibovespa - milho



c) Ibovespa – café arábica

d) Ibovespa - soja

Figura 4 - Volatilidade diária dos retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011.

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Com relação ao mercado financeiro nacional, representado pelo índice Ibovespa, os resultados apontam para a transmissão de volatilidade deste mercado apenas para o mercado futuro de milho, enquanto que no mercado futuro de boi gordo, a transmissão se dá na direção oposta, do mercado futuro para o mercado financeiro nacional. Não há indícios de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e os mercados futuros de café arábica e soja, em nenhuma direção.

Na análise envolvendo o mercado futuro de boi gordo, a significância estatística do coeficiente GARCH  $a_{21}$  se dá apenas ao nível de 10%, enquanto que na análise envolvendo o mercado futuro de milho, a significância do coeficiente GARCH  $a_{12}$  se dá ao nível de 5%.

Assim como no caso da variável empregada como referência para o mercado financeiro internacional (índice acionário S&P500), a *proxy* utilizada para representar o mercado financeiro nacional (índice Ibovespa), apesar de fornecer uma estimativa satisfatória do mercado financeiro nacional, possui limitações, já que não engloba as movimentações nos mercados de títulos, letras e demais instrumentos financeiros, o que pode ter influenciado os resultados obtidos nesta pesquisa.

Ao contrário do esperado, apesar do incremento do volume de negociações no segmento agropecuário, verificado na BM&FBOVESPA na década de 2000, o que seria, segundo a teoria da financeirização, reflexo do aumento da atividade especulativa nos mercados futuros de alimentos, não foi verificado aumento dos níveis de volatilidade desses mercados. Ainda que no período da crise financeira do *subprime* (2007-2008) tenham sido observados alguns choques de volatilidade, no geral, as médias diárias não ficaram muito distantes das médias verificadas no período pré-crise, afastando a ideia de que, no Brasil, o crescimento da negociação de contratos futuros de *commodities*, fomentada pela crise financeira internacional, esteja contribuindo para o aumento da volatilidade nos mercados futuros de alimentos.

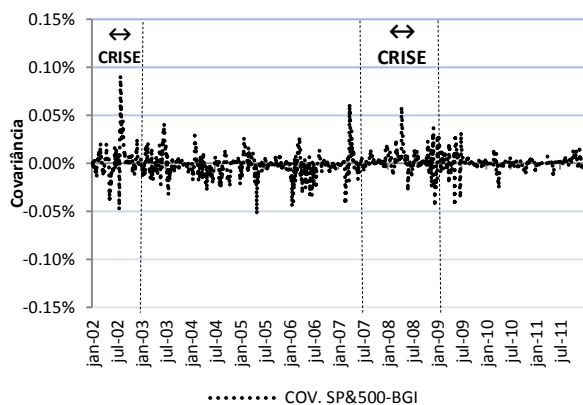
#### 4.1.2 Covariância entre o mercado financeiro e o mercado futuro agropecuário

Nesta seção, são apresentadas as covariâncias estimadas pelo modelo BEKK (Equação 37) para as séries de retornos dos mercados financeiros, internacional (S&P500) e nacional (Ibovespa), e para as séries de retornos do mercado futuro brasileiro (boi gordo, milho, café arábica e soja), no período 2002-2011.

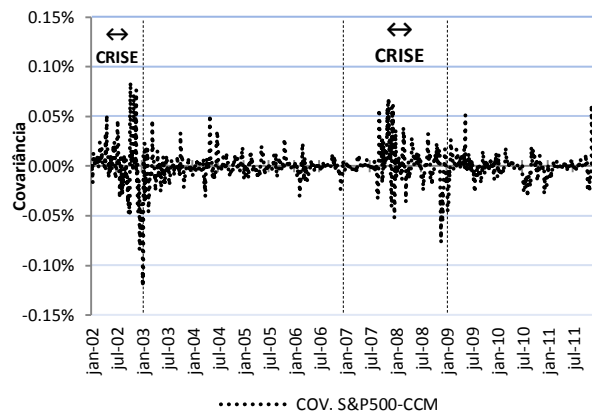
A covariância é a medida que indica a dependência conjunta entre as séries de retornos referentes ao mercado financeiro e ao mercado futuro agropecuário. Quanto maior seu valor absoluto, mais essas séries se mostrarão intimamente associadas. Se a covariância for extremamente positiva, indicará que os retornos dos ativos tendem a mover-se na mesma direção; caso sejam altamente negativas, os retornos ainda refletirão forte dependência conjunta, mas tenderão a mover-se em sentido contrário. As séries também podem mostrar-se independentes, caso apresentem valores não significativamente diferentes de zero.

i. Mercado financeiro internacional – mercado futuro agropecuário

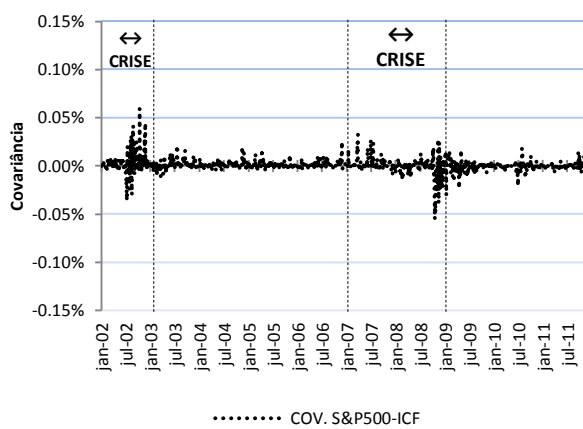
A covariância diária estimada para os retornos do índice S&P500 e os retornos dos contratos futuros de boi gordo (COV.SP500-BGI), milho (COV.S&P500-CCM), café arábica (COV.S&P500-ICF) e soja (COV.S&P500-SFI) são apresentadas na Figura 5.



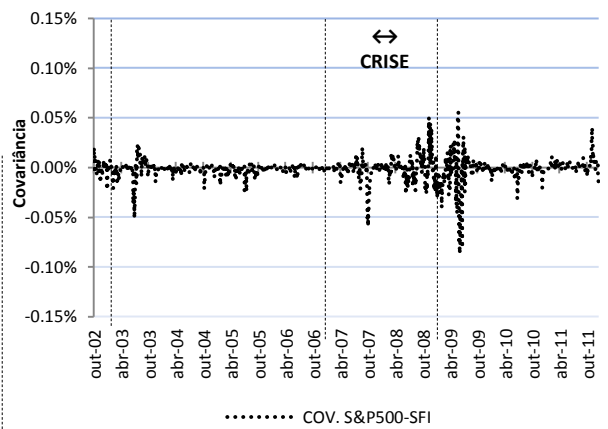
a) Covariância S&P500 – boi gordo



b) Covariância S&P500 – milho



c) Covariância S&P500 – café arábica



d) Covariância S&P500 - soja

Figura 5 – Covariância diária entre os retornos do índice S&P500 e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002 – 2011.

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Observa-se, no período analisado, a existência de algumas alterações no nível de covariância entre os mercados, com destaque para os anos de 2002 e 2007-2008. Essas

alterações coincidem com períodos marcados por choques de volatilidade, desencadeados por crises nos mercados financeiros.

No ano de 2002, o mercado financeiro internacional ainda se recuperava dos efeitos da crise gerada pela queda de rentabilidade das empresas da Nasdaq<sup>46</sup>, no biênio 2000-2001, conhecida como crise das empresas “pontocom”. Em 2008, presenciava-se o auge da crise financeira do *subprime*.

Apesar de os valores da covariância se mostrarem muito próximos a zero, com média igual a zero no longo prazo, observa-se que essas perturbações, apesar de, em termos absolutos, não apresentarem grande valor, são significativas em relação à magnitude do mercado, demonstrando haver aumento da covariância entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro agropecuário brasileiro, seja positiva ou negativamente, em cenários marcados por crises financeiras.

Em comparação ao mercado futuro de boi gordo (Figura 5(a)), os valores da covariância diária entre o mercado futuro de milho e o mercado financeiro internacional (Figura 5(b)), nos períodos de crise, apresentam maior valor absoluto, continuando, porém, muito próximas a zero, o que é uma característica da relação entre os mercados de ativos financeiros e o mercado futuro de *commodities*.

O aumento da dependência conjunta entre o mercado financeiro e o mercado futuro, quando se dá positivamente, indica uma tendência dos retornos desses mercados de se mover na mesma direção, ou seja, demonstra existir um atrelamento entre o comportamento desses mercados, fator apontado como um dos reflexos da financeirização. Por sua vez, o aumento da covariância, quando se dá negativamente, indica que os retornos dos mercados tendem a mover-se na direção oposta, o que em termos de diversificação de portfólio aumenta a eficácia da gestão de risco.

Nos anos de 2002 e 2007, observa-se que a covariância entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de café arábica (Figura 5(c)) registrou aumento dos valores positivos, indicando certa tendência dos retornos dos contratos futuros em mover-se na mesma direção dos retornos do índice financeiro S&P500. No segundo semestre de 2008, a covariância entre esses mercados atingiu seu maior valor absoluto, porém, com valor

---

<sup>46</sup>A NASDAQ (*National Association of Securities Dealers Automated Quotations*) é uma bolsa de valores eletrônica, constituída por um conjunto de corretores conectados eletronicamente. Esta bolsa lista mais de 2800 ações de diferentes empresas, em sua maioria de pequena e média capitalização. Compreende empresas de alta tecnologia em eletrônica, informática, telecomunicações, biotecnologia e ramos afins.

negativo, indicando tendência dos retornos em movimentaram-se na direção oposta. A média de covariância entre os mercados, no longo prazo, permaneceu igual a zero, indicando, assim como constatado nos mercados de boi gordo e milho, independência entre as séries de retornos do mercado futuro nacional e os retornos do mercado financeiro internacional.

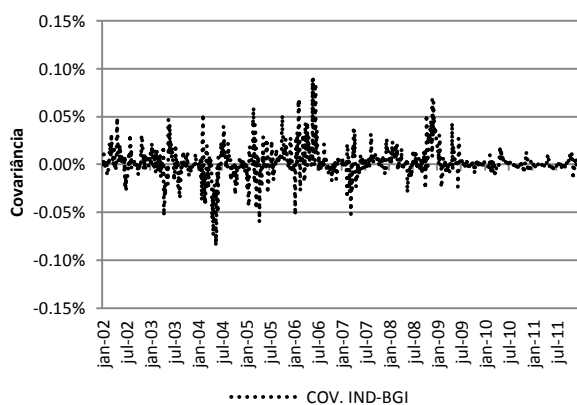
Examinando a covariância diária, estimada entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de soja (COV.S&P500-SFI), exibida na Figura 5(d), observa-se que as principais variações no nível de covariância se deram em 2003 (3,2%), 2007 (2,7%), 2008 (3,1%) e 2009 (3,9%), anos em que o mercado futuro de soja apresentou suas maiores médias de volatilidade. Não obstante, essas variações, assim como as constatadas nos mercados anteriores, apesar de apresentarem, em termos absolutos, pequeno valor, são significativas em relação à grandeza dos mercados.

#### ii. Mercado financeiro nacional – mercado futuro agropecuário

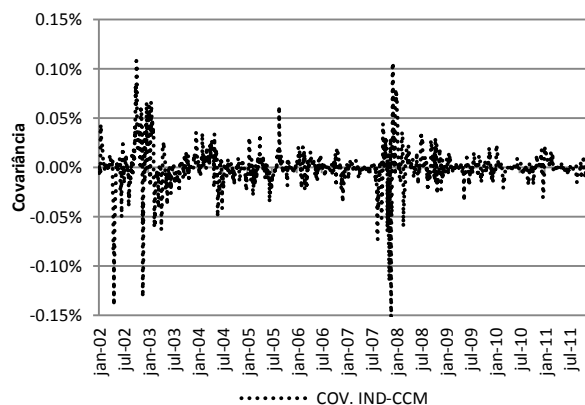
A covariância diária estimada para o mercado financeiro nacional, representado pelos retornos do índice Ibovespa e o mercado futuro agropecuário brasileiro, representado pelos retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, no período 2002-2011, é apresentada na Figura 6.

Observa-se na Figura 6(a) que, em comparação às covariâncias diárias estimadas entre o índice S&P500 e o mercado futuro de boi gordo, os valores da covariância nesta análise apresentam maiores valores absolutos, principalmente no período pré-crise. Entre os anos de 2002 e 2006, ocorre um aumento do nível de covariância, em paralelo ao incremento da volatilidade no mercado futuro de boi gordo. O maior valor foi alcançado no ano de 2006, ano em que o mercado futuro de boi gordo apresentou seu maior choque de volatilidade. Por sua vez, a diminuição do nível de covariância entre os mercados ocorre simultaneamente à diminuição da média de volatilidade no mercado financeiro nacional e, principalmente, no mercado futuro de boi gordo.

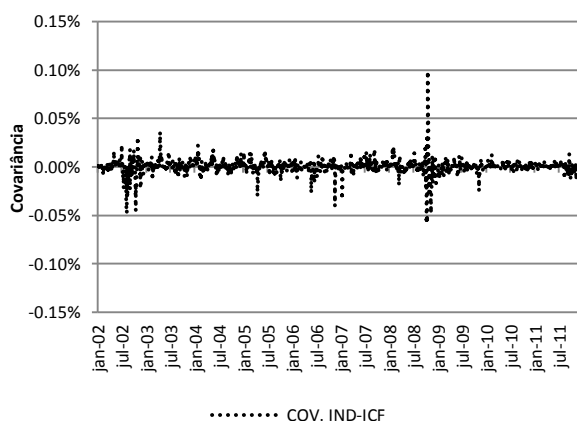
A covariância estimada para o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de boi gordo mostra que, ao contrário da análise precedente, as maiores perturbações no nível de covariância se deram entre os anos de 2003 e 2007 e não nos períodos de crise financeira internacional. No entanto, assim como constatado na relação mercado financeiro internacional-mercado futuro de boi gordo, a média de covariância, no longo prazo, é igual a zero.



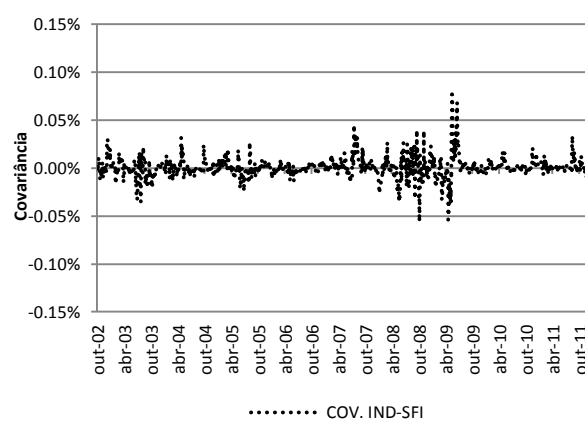
a) Covariância Ibovespa – boi gordo



b) Covariância Ibovespa – milho



c) Covariância Ibovespa – café arábica



d) Covariância Ibovespa - soja

Figura 6 – Covariância diária entre os retornos do índice Ibovespa e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002 – 2011.

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

A covariância diária estimada entre os retornos do índice Ibovespa e os retornos dos contratos futuros de milho, ilustrada na Figura 6(b), demonstra, assim como no mercado futuro de boi gordo, haver uma relação próxima entre o comportamento da covariância e a média de volatilidade do mercado futuro de milho, uma vez que os maiores valores de covariância foram registrados nos anos de 2002 e 2008, período no qual a volatilidade diária do mercado futuro de milho alcançou seus maiores índices.

Nesta análise, o comportamento da covariância (COV.IND-CCM) se mostrou muito próximo àquele verificado na relação COV.S&P500-CCM. A diferença está no valor absoluto da covariância diária, que nesta foi maior, principalmente nos períodos de crise. No entanto,

salienta-se que, assim como nas análises precedentes, a covariância entre o mercado financeiro nacional e o mercado futuro de milho apresenta média zero no longo prazo.

Na Figura 6(c) observa-se que a covariância estimada para os retornos do índice Ibovespa e os retornos dos contratos futuros de café arábica (COV.IND-ICF), assim como a covariância estimada entre este mercado e o mercado financeiro internacional (COV.SP&500-ICF), apresentou alteração nos seus valores diários nos anos de 2002 e 2008.

No ano de 2002, enquanto que a covariância S&P500-ICF apresentou valores diários mais positivos, a covariância IND-ICF registrou valores mais negativos. No ano de 2008, enquanto que a covariância com o índice S&P500 chegou a -0,05%, a covariância com o índice Ibovespa alcançou 0,1%. Assim como nos mercados analisados anteriormente, os maiores valores de covariância foram registrados em períodos marcados por choques de volatilidade, todavia, no longo prazo, mantém-se média igual a zero.

O comportamento da covariância estimada para os retornos do mercado financeiro nacional e os retornos do mercado futuro de soja (COV.IND-SFI), exibidos na Figura 6(d), é muito semelhante à covariância estimada para o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de boi gordo. A principal diferença entre as duas estimativas se dá no ano de 2009, no qual a covariância entre o mercado futuro de soja e o mercado financeiro nacional chegou a 0,08%, enquanto que, na relação COV.S&P500, a covariância foi negativa (-0,09%).

Em resumo, o exame da dependência conjunta entre os mercados financeiros, internacional e nacional, representados, respectivamente, pelo índice acionário S&P500 e pelo índice Ibovespa, e o mercado futuro agropecuário no Brasil, representado pelos contratos de boi gordo, milho, café arábica e soja indica que a covariância diária entre os retornos desses mercados é pequena, com média zero no longo prazo.

Ressalta-se que a intensidade da covariância pode ser influenciada pela unidade de medida adotada, nesse caso, pela grandeza dos retornos das séries financeiras. Nesta pesquisa, foram utilizados retornos diários, cuja magnitude é inferior aos valores dos retornos semanais ou mensais, por exemplo. Portanto, caso fossem utilizados dados de menor frequência, obter-se-iam valores de covariância diferentes, embora não haja modificação na relação entre as variáveis<sup>47</sup>.

Os resultados obtidos nesta pesquisa estão de acordo com os resultados apresentados por outros autores como Abanomey e Mathur (2001), Gorton e Rouwenhorst (2004), Smimou

---

<sup>47</sup> Para maiores detalhes, consultar Anderson *et. al* (2003).

(2010), entre outros. Feldman e Till (2006), que estimaram a correlação entre o índice S&P500 e um índice de *commodities* formado por contratos futuros de soja, milho e trigo, chegaram ao mesmo resultado, relatando a existência de covariância quase nula entre essas variáveis e alguns casos, quando não nulas, apenas moderadas<sup>48</sup>.

No caso da covariância entre o mercado futuro e o mercado financeiro nacional, ainda pode ser observada relação entre o aumento dos níveis de covariância e o aumento da volatilidade. A correlação entre covariância e volatilidade também foi detectada por Sandoval Jr. e Franca (2011) que, ao examinarem o desempenho dos principais índices financeiros internacionais, em tempos de crise, encontraram que o aumento da volatilidade estava ligado à existência de uma forte correlação entre os mercados financeiros estudados.

Um dos pilares que sustentam a teoria da financeirização é a hipótese de aumento da interdependência dos mercados financeiro e futuro, fomentado principalmente pelas crises financeiras, em que estaria ocorrendo um aumento do capital especulativo nos mercados futuros de alimentos, proveniente do mercado financeiro tradicional. Os resultados obtidos confirmam o aumento da covariância entre o mercado financeiro e o mercado futuro nos períodos de crise financeira internacional, em 2002 e 2007-2008, embora, no longo prazo, a média de covariância entre os mercados permaneça igual a zero. Essas alterações no nível de covariância, observadas no decorrer do período analisado, apesar de apresentarem pequeno valor absoluto, são significativas em relação à magnitude do mercado.

#### **4.2 Relação causal entre a variância dos retornos dos mercados financeiros e a variância dos retornos dos mercados futuros**

A análise realizada nesta seção utiliza o teste de causalidade proposto por Cheung e Ng (1996) para verificar se a volatilidade dos retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, causa a volatilidade dos retornos do mercado futuro agropecuário.

A Tabela 12 traz os resultados do teste de causalidade para o mercado financeiro internacional, representado pelo índice S&P500, e os mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja.

---

<sup>48</sup> Feldman e Till (2006) construíram um índice de *commodities* utilizando preços de contratos futuros negociados nos EUA entre dezembro/1949 e dezembro/2004.

Tabela 12 – Resultados do teste de causalidade de Cheung e Ng (1996) para as volatilidades dos retornos do índice S&P500 e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja comercializados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011

<b>Boi Gordo</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	0,0136	0,7517 NS
-4	0,0004	0,5080 NS
-3	-0,0089	0,3300 NS
-2	0,0013	0,5239 NS
-1	0,0037	0,5714 NS
0	-0,0145	0,2358 NS
5	-0,0169	0,2005 NS
4	-0,0167	0,2033 NS
3	0,0080	0,6554 NS
2	0,0799	0,9999 NS
1	-0,0127	0,2643 NS
<b>Milho</b>		
-5	-0,0170	0,2005 NS
-4	-0,0020	0,4602 NS
-3	0,0027	0,5517 NS
-2	0,0015	0,5279 NS
-1	-0,0029	0,4443 NS
0	-0,0110	0,2912 NS
5	-0,0010	0,4801 NS
4	-0,0209	0,1492 NS
3	0,0108	0,7054 NS
2	-0,0118	0,2776 NS
1	-0,0090	0,3264 NS
<b>Café arábica</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	0,0321	0,9452 NS
-4	0,0464	0,9896 NS
-3	0,0455	0,9881 NS
-2	0,0453	0,9878 NS
-1	0,0121	0,7257 NS
0	0,0097	0,6844 NS
5	0,0041	0,5793 NS
4	0,0761	0,9999 NS
3	0,0194	0,8340 NS
2	0,0443	0,9861 NS
1	0,0387	0,9732 NS
<b>Soja</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	-0,0094	0,3264 NS
-4	-0,0228	0,1401 NS
-3	0,0079	0,6443 NS
-2	-0,0123	0,2810 NS

<b>Soja</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-1	-0,0021	0,4602 NS
0	-0,0205	0,1660 NS
5	-0,0200	0,1711 NS
4	-0,0224	0,1446 NS
3	-0,0262	0,1075 NS
2	-0,0093	0,3300 NS
1	-0,0149	0,2389 NS

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas:  $H_0$  = não-causalidade da variância.  $u$  e  $v$  são, respectivamente, os resíduos padronizados ao quadrado resultantes das equações GARCH univariadas estimadas para os retornos do mercado financeiro internacional e do mercado futuro agropecuário.

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = indica estatisticamente não significante.

Salienta-se que quando as defasagens (k) são negativas, a hipótese é de que a variância dos retornos do mercado financeiro causa a variância dos retornos do mercado futuro. Para valores positivos das defasagens (k), a hipótese é de que a variância dos retornos do mercado futuro causa a variância dos retornos do mercado financeiro.

Verifica-se que as estatísticas para o teste, baseadas na FCC, não se mostram significativas, levando a concluir que não houve correlação entre os retornos em períodos diferentes. Desta forma, não se rejeita a hipótese de não-causalidade entre as variâncias dos retornos do mercado financeiro internacional e do mercado futuro de boi gordo, milho, café arábica e soja.

A análise seguinte consiste no teste de causalidade entre a variância do mercado financeiro nacional, representado pelos retornos do índice Ibovespa e a variância do mercado futuro, representado pelos retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, cujos resultados encontram-se na Tabela 13.

Os resultados do teste, baseados na metodologia proposta por Cheung e Ng (1996), demonstram haver causalidade entre a variância do mercado financeiro nacional e a variância do mercado futuro de boi gordo nas defasagens  $k = -3, -4$ , indicando que a volatilidade dos retornos do Ibovespa, em  $t-3$  e  $t-4$ , causaram a volatilidade dos retornos do contrato futuro de boi gordo no período  $t$ . Para os demais mercados futuros, no entanto, os resultados do teste indicam não haver indícios de causalidade na variância, em nenhuma direção.

Tabela 13 – Resultados do teste de causalidade de Cheung e Ng (1996) para as volatilidades dos retornos do índice Ibovespa e dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja comercializados na BM&FBOVESPA, período 2002-2011

<b>Boi Gordo</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	-0,0182	0,1814 NS
-4	-0,0268	0,090100*
-3	-0,0346	0,04180**
-2	-0,0218	0,1379 NS
-1	-0,0220	0,1357 NS
0	-0,0049	0,4052 NS
5	-0,0043	0,4168 NS
4	-0,0172	0,1949 NS
3	-0,0076	0,3520 NS
2	-0,0036	0,4286 NS
1	-0,0083	0,3408 NS
<b>Milho</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	-0,0180	0,1841 NS
-4	-0,0147	0,2327 NS
-3	0,0042	0,5832 NS
-2	-0,0119	0,2776 NS
-1	0,0000	0,5000 NS
0	0,0032	0,5636 NS
5	-0,0136	0,2483 NS
4	-0,0009	0,4840 NS
3	0,0022	0,5438 NS
2	-0,0055	0,3936 NS
1	-0,0242	0,1131 NS
<b>Café arábica</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	0,0475	0,9911 NS
-4	0,0266	0,9082 NS
-3	0,0917	0,9999 NS
-2	0,0456	0,9884 NS
-1	0,0651	0,9994 NS
0	0,0508	0,9943 NS
5	0,0269	0,9099 NS
4	0,0375	0,9693 NS
3	0,0530	0,9959 NS
2	0,1582	0,9999 NS
1	0,1391	0,9999 NS
<b>Soja</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	p-valor
-5	0,0008	0,5160 NS
-4	0,0005	0,5480 NS
-3	-0,0125	0,2776 NS

<b>Soja</b>		
Defasagem (k)	$r_{uv}(k)$	$p$ -valor
-2	0,0083	0,6517 NS
-1	0,0031	0,5596 NS
0	-0,0146	0,2451 NS
5	-0,0108	0,3050 NS
4	-0,0144	0,2483 NS
3	0,0102	0,6844 NS
2	-0,0067	0,3745 NS
1	0,0099	0,6808 NS

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas:  $H_0$  = não-causalidade da variância.  $u$  e  $v$  são, respectivamente, os resíduos padronizados ao quadrado resultantes das equações GARCH univariadas estimadas para os retornos do mercado financeiro nacional e do mercado futuro agropecuário.

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

A detecção de causalidade na variância partindo do mercado financeiro nacional em direção ao mercado futuro de boi gordo é um resultado, a princípio, inesperado e difícil de explicar. Embora empresas como a JBS-FRIBOI e a MARFRIG, líderes no segmento pecuário, respondam conjuntamente por 1,7% do total de ações que compõem o índice Ibovespa, este é um percentual muito pequeno, principalmente comparado a outras empresas participantes do Ibovespa<sup>49</sup>, não justificando o resultado encontrado.

Os resultados obtidos nesta seção, com exceção da relação Ibovespa-Mercado futuro de boi gordo, se assemelham aos resultados alcançados por Galvão *et al.* (2000), que não encontraram relação causal entre as variâncias dos retornos diários do índice Ibovespa e a variância dos retornos diários dos contratos referenciados em índice Ibovespa. Maciel *et al.* (2010), que analisaram o impacto da variância dos contratos futuros de Ibovespa na variância dos índices Ibovespa, FGV-100, IBrX-50, IGC, SMLL, MLCX e Ibovespa Futuro também não puderam estabelecer relação causal entre a variância dos mesmos.

O caráter instabilizador atribuído aos mercados financeiros, apontado como principal fator gerador de incerteza aos participantes do mercado futuro agropecuário, já que estaria causando a volatilidade das cotações futuras, não foi confirmado nesta pesquisa, uma vez que, com exceção do mercado de boi gordo, se demonstrou não haver relação causal entre a variância dos retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, e a variância dos

<sup>49</sup> Empresas de outros segmentos, como as dos setores de petróleo e mineração respondem, respectivamente, por 14,7% e 14,5% do total de ações que compõem o índice Ibovespa.

retornos dos contratos futuros agropecuários. Dessa forma, não é possível afirmar que a volatilidade do mercado financeiro seja responsável pela volatilidade do mercado futuro agropecuário no Brasil.

### 4.3 Relação entre volume e variação dos preços futuros

Nesta seção, para detectar potencial relação linear causal entre o volume de contratos futuros negociados na BM&FBOVESPA, no período 2002-2011, e os retornos das cotações desses contratos, utiliza-se análise baseada no modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR).

Na Tabela 14, são apresentadas as características das séries do volume diário comercializado dos contratos futuros agropecuários<sup>50</sup>. Observa-se que, para o período examinado, o contrato futuro que apresentou o maior número de negociações em um único dia foi o contrato de boi gordo. No entanto, na média, foi o contrato futuro de café arábica que apresentou o maior volume diário de comercialização.

Tabela 14 – Características das séries de volume diário dos contratos futuros agropecuários comercializados no período 2002-2011

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de observações
VOL_BGI	1.464,73	15.364	24	1.654,55	2.484
VOL_CCM	398,73	4.545	-	488,77	2.468
VOL_ICF	1.535,49	7.777	22	915,96	2.480
VOL_SFI	206,63	3.460	-	262,13	2.272

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: VOL\_BGI = volume diário de comercialização dos contratos futuros de boi gordo, VOL\_CCM = volume diário de comercialização dos contratos futuros de milho, VOL\_ICF = volume diário de comercialização dos contratos futuros de café arábica, VOL\_SFI = volume diário de comercialização dos contratos futuros de soja.

O teste de estacionariedade<sup>51</sup> aplicado às séries de retornos dos preços e do volume negociado dos contratos futuros mostra que as mesmas são estacionárias.

A seleção do modelo VAR, baseada nos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ)<sup>52</sup>, indicam o modelo com 5 defasagens como sendo o

<sup>50</sup> As características das séries de retornos já foram apresentadas na seção 4.1. As demais informações estatísticas referentes às séries de volume diário comercializado dos contratos futuros agropecuários encontram-se no Anexo B.

<sup>51</sup> Os resultados do teste encontram-se no Apêndice B.

mais adequado para esta análise, enquanto que o comportamento das raízes inversas do polinômio característico confirma a estabilidade do modelo adotado<sup>53</sup>.

Os resultados da estimação do modelo VAR (Equações 43 e 44) para o mercado futuro de boi gordo podem ser visualizados na Tabela 15. Verifica-se que na equação que tem o volume como variável dependente, os coeficientes dos valores defasados dos retornos dos preços futuros não se mostram estatisticamente significantes, indicando não haver relação causal dos retornos dos preços em direção ao volume de contratos comercializados. Da mesma forma, na segunda equação, cuja variável dependente é o retorno dos preços dos contratos futuros de boi gordo, os coeficientes dos valores defasados do volume negociado também não se mostram estatisticamente significantes.

Tabela 15 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de boi gordo comercializados no período 2002-2011

Variáveis	VOL_BGI ( $V_t$ )	DLOGBGI ( $R_t$ )
C	107.2288 ***	0,000297 NS
DLOGBGI(-1)	462,7217 NS	-0,584818 ***
DLOGBGI(-2)	264,8635 NS	-0,381526 ***
DLOGBGI(-3)	483,6148 NS	-0,243690 ***
DLOGBGI(-4)	339,6379 NS	-0,163519 ***
DLOGBGI(-5)	567,1667 NS	-0,107560 ***
VOL_BGI(-1)	0,393178 ***	1,07e-08 NS
VOL_BGI(-2)	0,084651 ***	-4,46e-07 NS
VOL_BGI(-3)	0,160328 ***	-4,03e-07 NS
VOL_BGI(-4)	0,081735 ***	5,57e-07 NS
VOL_BGI(-5)	0,208435 ***	9,98e-08 NS
F-Statistic	579,0172 ***	86,14953 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: A hipótese nula do teste F é igual a  $H_0 = \sum \gamma_{1,j} e \sum \gamma_{2,j} = 0$ .

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%,

\* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Pode-se afirmar, com base nos resultados, que no mercado futuro de boi gordo, os retornos dos preços dos contratos não precedem temporalmente o volume comercializado, assim como o volume comercializado não precede temporalmente os retornos dos contratos, não havendo relação de causalidade linear entre as variáveis volume e preço. No entanto,

<sup>52</sup> Os resultados dos testes encontram-se no Apêndice E.

<sup>53</sup> Os resultados encontram-se no Anexo E.

ressalta-se que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis.

Os resultados da estimação do modelo VAR para o mercado futuro de milho encontram-se na Tabela 16. Na primeira equação, o valor defasado dos retornos dos contratos futuros de milho no período  $t-3$ , causa, no sentido de Granger, o volume de comercialização dos contratos futuros no período  $t$ , embora a significância estatística do coeficiente se dê apenas ao nível de 10%. Embora os coeficientes dos retornos defasados em  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-4$  e  $t-5$  não se mostrem estatisticamente significantes, o valor calculado da estatística  $F^{54}$  (420,0691) permite rejeitar a hipótese nula de que, conjuntamente, os termos defasados dos retornos ( $\sum \gamma_{1,j}$ ) são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de milho comercializados no período 2002-2011

Variáveis	VOL_CCM ( $V_t$ )	DLOGCCM ( $R_t$ )
C	38,84552 ***	0,000700 NS
DLOGCCM(-1)	-132,7292 NS	-0,547306 ***
DLOGCCM(-2)	114,9215 NS	-0,352506 ***
DLOGCCM(-3)	274,1547 *	-0,205404 ***
DLOGCCM(-4)	171,4652 NS	-0,143887 ***
DLOGCCM(-5)	154,8251 NS	-0,122339 ***
VOL_CCM(-1)	0,318970 ***	-5,26e-07 NS
VOL_CCM(-2)	0,168875 ***	-1,94e-06 NS
VOL_CCM(-3)	0,164794 ***	-1,91e-06 NS
VOL_CCM(-4)	0,120568 ***	2,79e-06 NS
VOL_CCM(-5)	0,131426 ***	-2,08e-07 NS
F-Statistic	420,0691 ***	77,06290 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: A hipótese nula do teste F é igual a  $H_0 = \sum \gamma_{1,j} e \sum \gamma_{2,j} = 0$ .

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Na segunda equação, cuja variável dependente é o retorno dos preços futuros dos contratos de milho, a não significância estatística dos valores defasados do volume indica que este não precede temporalmente os retornos dos contratos de milho, não havendo causalidade partindo do volume comercializado em direção aos retornos dos contratos futuros de milho.

<sup>54</sup> Para informações mais detalhadas consultar Gujarati (2006, p. 561).

A análise envolvendo o mercado futuro de café arábica (Tabela 17), mostra que os valores defasados dos retornos dos contratos futuros, nos períodos  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$  e  $t-4$ , causam, no sentido de Granger, o volume de comercialização de contratos futuros no período  $t$  (ao nível de 1%).

A significância estatística dos valores defasados dos retornos dos contratos futuros de café arábica mostram que estes precedem temporalmente o volume de contratos negociados. Ainda que, na quinta defasagem, o coeficiente dos retornos não se mostre individualmente significativo, o valor calculado da estatística  $F$  (82,77550) permite rejeitar a hipótese nula de que, conjuntamente, os termos defasados dos retornos ( $\sum \gamma_{1,j}$ ) são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 17 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de café arábica comercializados no período 2002-2011

Variáveis	VOL_ICF	DLOGICF
C	494,1968 ***	0,000935 NS
DLOGICF(-1)	3525,149 ***	-0,076542 ***
DLOGICF(-2)	2615,177 ***	-0,079757 ***
DLOGICF(-3)	2088,340 ***	0,008697 NS
DLOGICF(-4)	1937,996 ***	0,048133 **
DLOGICF(-5)	495,6885 NS	-0.019159 NS
VOL_ICF(-1)	0,260983 ***	-8,98e-08 NS
VOL_ICF(-2)	0,143329 ***	-8,79e-07 NS
VOL_ICF(-3)	0,039644 *	3,69e-07 NS
VOL_ICF(-4)	0,075332 ***	2,42e-07 NS
VOL_ICF(-5)	0,159233 **	-2,60e-07 NS
F-Statistic	82,77550 ***	4,09941 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: A hipótese nula do teste F é igual a  $H_0 = \sum \gamma_{1,j} e \sum \gamma_{2,j} = 0$ .

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significativo.

Na segunda equação (Tabela 17), cuja variável dependente é o retorno dos contratos futuros de café arábica, os coeficientes referentes aos valores defasados do volume de contratos negociados, assim como nos mercados de boi gordo e milho, não sem mostram estatisticamente significantes, indicando não haver relação causal partindo da variável volume em direção à variável retorno.

Na Tabela 18 estão dispostos os resultados da análise para o mercado futuro de soja. Observa-se que, assim como no mercado de boi gordo, os coeficientes dos valores defasados dos retornos não se mostram estatisticamente significantes, indicando não haver relação causal partindo dos retornos dos preços em direção ao volume de contratos comercializados.

Na segunda equação, a não significância dos valores defasados do volume indica que o volume de contratos futuros comercializados não precede temporalmente os retornos dos contratos de soja, não sendo possível estabelecer relação linear causal entre essas variáveis.

Tabela 18 – Resultados da estimação do modelo VAR para os retornos dos preços e o volume de contratos futuros de soja comercializados no período 2002-2011

<i>Variáveis</i>	VOL_SFI ( $V_t$ )	DLOGSFI ( $R_t$ )
C	52,14590 ***	-0,000706 NS
DLOGSFI(-1)	38,21402 NS	-0,410716 ***
DLOGSFI (-2)	119,1224 NS	-0,254688 ***
DLOGSFI (-3)	14,21312 NS	-0,064976 ***
DLOGSFI (-4)	-171,8030 NS	-0,165180 ***
DLOGSFI (-5)	-150,2069 NS	-0,071310 ***
VOL_SFI (-1)	0,290748 ***	1,38e-06 NS
VOL_SFI (-2)	0,120270 ***	-2,88e-06 NS
VOL_SFI (-3)	0,103599 ***	1,01e-06 NS
VOL_SFI (-4)	0,099956 ***	1,29e-06 NS
VOL_SFI (-5)	0,156089 ***	2,68e-06 NS
F-Statistic	105,0879 ***	43,12007 ***

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: A hipótese nula do teste F é igual a  $H_0 = \sum \gamma_{1,j} e \sum \gamma_{2,j} = 0$ .

\*\*\* denota significância estatística em nível de 1%, \*\* denota significância estatística em nível de 5%, \* denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

Os resultados provenientes da análise dos mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja indicam que em nenhum dos mercados há relação linear causal partindo da variação do volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços.

Considerando a análise da relação causal partindo dos retornos dos contratos futuros em direção ao volume comercializado, os resultados foram divergentes. Nos mercados futuros de boi gordo e soja não foi detectada relação causal, enquanto que, nos mercados futuros de milho e café arábica ficou comprovado que os retornos dos preços futuros precedem temporalmente o volume negociado. Deve-se considerar que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis.

As constatações obtidas nesta análise estão de acordo com as apresentadas por outros trabalhos existentes na literatura, como os realizados por James e Edmister (1983), Wood *et al.* (1985) e Ajayi *et al.* (2009)<sup>55</sup>. Ajayi *et al.* (2009), por exemplo, estudaram a relação causal linear entre volume e preços em 10 bolsas de valores localizadas na Europa<sup>56</sup>, constatando inexistência de relação causal entre volume e preço em quatro mercados (Holanda, Noruega, Portugal e Suíça), relação causal unidirecional em outros quatro mercados (Bélgica, Noruega, Espanha e Turquia) e relação causal bidirecional nas bolsas da Dinamarca e Grécia.

Com base nesta pesquisa, cujos resultados encontram-se resumidos na Tabela 19, não se pode confirmar a hipótese de que o aumento do volume de negociações com contratos futuros agropecuários no Brasil tem contribuído para o aumento da volatilidade dos preços futuros das *commodities*. Da mesma forma, os resultados não permitem concluir que o aumento do volume de comercialização de contratos futuros no Brasil, fomentado pela financeirização, esteja causando o aumento dos preços das *commodities* boi gordo, milho, café arábica e soja.

Contudo, deve-se considerar que os resultados obtidos nesta pesquisa podem ser reflexos das características próprias atinentes ao mercado futuro agropecuário brasileiro, como o desenvolvimento ainda incipiente e o baixo volume de negociações, se comparado aos mercados internacionais, o que faz desse um mercado ainda pouco atraente aos investidores, principalmente aos estrangeiros.

No Brasil, o mercado futuro agropecuário é caracterizado pela concentração da comercialização de contratos por pessoas jurídicas não financeiras, representadas principalmente por empresas comerciais atuantes na comercialização das *commodities* no mercado físico. Embora não seja possível separar o que é *hedge* do que é especulação, uma vez que os *hedgers* também podem especular, pode-se dizer que o nível de atividade especulativa no mercado futuro agropecuário brasileiro é muito menor do que o observado em outras bolsas internacionais.

---

<sup>55</sup> Estes trabalhos tiveram como objeto de análise o mercado de ações.

<sup>56</sup> Os dados referentes aos preços e volume de transação das bolsas de valores analisadas por Ajayi *et al.* são diários e referem-se ao período compreendido entre 04 de janeiro de 1982 e 12 de fevereiro de 1996.

Tabela 19 – Resumo dos resultados da pesquisa

ANÁLISES	RESULTADOS			
	Boi gordo (BGI)	Milho (CCM)	Café arábica (ICF)	Soja (SFI)
Transmissão de volatilidade (MFI)	Não há transmissão	SP&500→CCM	SP&500→ICF	SP&500→SFI
Transmissão de volatilidade (MFN)	IND←BGI	IND→CCM	Não há transmissão	Não há transmissão
Covariância MFI-MF	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta nos períodos de crise.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta nos períodos de crise.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta nos períodos de crise.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta nos períodos de crise.
Covariância MFN-MF	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta em períodos de alta volatilidade.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta em períodos de alta volatilidade.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta em períodos de alta volatilidade.	No longo prazo, média igual a zero. Aumenta em períodos de alta volatilidade.
Causalidade na variância (MFI)	Não há causalidade	Não há causalidade	Não há causalidade	Não há causalidade
Causalidade na variância (MFN)	Ibovespa→BGI	Não há causalidade	Não há causalidade	Não há causalidade
Relação linear entre volume comercializado e retornos dos contratos futuros	Não há relação	RETCCM→VOL_CCM	RETICF→VOL_ICF	Não há relação

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: MFI = Mercado financeiro internacional; MFN = Mercado financeiro nacional; MF = Mercado futuro; RETCCM = retornos contrato futuro de milho; RETICF = retornos contrato futuro de café arábica; RETSFI = retornos contrato futuro de soja; VOL\_CCM = volume comercializado de contratos futuros de milho; VOL\_ICF = volume comercializado de contratos futuros de café arábica; VOL\_SFI = volume comercializado de contratos futuros de soja.

Working (1953) explica essa relação ao afirmar que há uma indubitável conexão entre o tamanho do mercado futuro e o volume de *hedge* praticado neste mercado. Dessa forma,

uma vez que a atividade especulativa depende do volume de *hedge*, pode-se dizer que o nível de especulação de um mercado também está vinculado ao tamanho deste.

O fato de os investidores apresentarem maior interesse pelos índices de *commodities* do que pelos contratos futuros individuais é outra questão a ser considerada, já que este estudo baseou-se apenas na análise de contratos futuros individuais, desconsiderando os contratos de opções, os mini contratos e o índice de *Commodities* Brasil (ICB)<sup>57</sup>.

Os índices são formados, geralmente, pela ponderação de preços das mais variadas *commodities* (*soft* e *hard*), o que facilita ao especulador se beneficiar do movimento dos preços do mercado. Na composição desses índices, geralmente, os combustíveis tem a maior proporção de participação. O índice de *commodities* da *Standard and Poor's-Goldman Sachs* (S&P-GSCI), por exemplo, utiliza como referência preços de 24 mercados diferentes, com participação de 70,5% de *commodities* do setor energético, 19,4% de *commodities* do setor agropecuário e 10,1% do setor de metais<sup>58</sup>.

Diante dessas constatações, existe grande possibilidade de que os resultados fossem diferentes caso a pesquisa priorizasse a análise de mercados futuros mais desenvolvidos, com maior volume de comercialização, liquidez e, conseqüentemente, maior participação de investidores. Da mesma forma, a avaliação de outras *commodities*, que não apenas as agropecuárias, pode redundar na obtenção de evidências mais significativas do processo de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro e os mercados futuros.

Apesar do considerável crescimento da comercialização de contratos futuros, verificado na década de 2000, o mercado brasileiro ainda apresenta certa defasagem temporal de desenvolvimento em relação aos mercados internacionais, com grande capacidade para expansão futura, o que pode explicar por que os efeitos da financeirização ainda não são sentidos com tanta intensidade no país e por que, ao contrário do esperado, não esteja sendo verificado aumento da volatilidade nos mercados futuros, ao passo que a participação dos investidores estrangeiros e nacionais tem aumentado lentamente, principalmente a partir da crise financeira do *subprime*.

---

<sup>57</sup> Seguindo a tendência mundial, a BM&FBOVESPA lançou, em 2004, o ICB (Índice de *Commodities* Brasil), justificando sua criação no interesse dos fundos de investimento por novos papéis para diversificação de suas carteiras e na facilitação da entrada de fundos de *commodities* internacionais no Brasil. As *commodities* que constituem o Índice ICB são: café arábica, boi gordo, soja, milho, açúcar cristal, etanol anidro, mini boi gordo, mini café arábica, ouro e etanol hidratado, sendo elegíveis o café arábica, etanol hidratado, boi gordo, milho e soja. Para informações mais detalhadas, acessar <[www.bmfbovespa.com.br](http://www.bmfbovespa.com.br)>, seção Mercadorias e Futuros - Boletim.

<sup>58</sup> Dados referentes a 30 de dezembro de 2011. Disponível em: <<http://migre.me/c2X3U>>

## 5 RESUMO E CONCLUSÕES

A escalada dos preços das *commodities*, observada a partir do ano de 2002, tem incitado vários pesquisadores a determinar seus fatores causais, já que a tendência ameaça principalmente a segurança alimentar mundial. Entre os inúmeros determinantes do movimento altista dos preços, a migração de capital especulativo dos mercados financeiros tradicionais para os mercados futuros é apontada como um deles, processo que estaria provocando a financeirização do mercado futuro de *commodities*.

Nesse contexto, a proposta do trabalho consistiu na análise da influência do mercado financeiro sobre a volatilidade do mercado futuro agropecuário no Brasil, assim como o exame da relação existente entre volume de comercialização e as cotações dos contratos futuros agropecuários, no período 2002-2011. Para tanto, foram verificados o processo de transmissão de volatilidade e a dependência conjunta entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e os mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja.

Ademais, foi realizado teste de causalidade entre a variância dos retornos dos mercados financeiros e a variância dos retornos dos contratos futuros agropecuários, além de ter sido examinada a existência de relação linear causal entre o volume comercializado e os retornos dos preços dos contratos futuros.

A análise de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional, representado pelo índice acionário S&P500, e o mercado futuro agropecuário permite afirmar que, com exceção do contrato futuro de boi gordo, a variância dos retornos do primeiro mercado, no período  $t-1$ , influencia a variância dos retornos do segundo mercado, no período  $t$ , ocorrendo transmissão de volatilidade do mercado financeiro internacional para o mercado futuro agropecuário brasileiro. No entanto, convém destacar que a significância estatística dos termos GARCH é comprovada apenas ao nível de 10%.

Com relação ao mercado financeiro nacional, representado pelo índice Ibovespa, os resultados apontam para transmissão de volatilidade deste mercado apenas para o mercado futuro de milho, enquanto que, no mercado futuro de boi gordo, a transmissão se dá na direção oposta, do mercado futuro para o mercado financeiro nacional. Na análise envolvendo o mercado futuro de boi gordo, a significância estatística do coeficiente GARCH se dá apenas ao nível de 10%, enquanto que na análise envolvendo o mercado futuro de milho, a significância do coeficiente GARCH se dá ao nível de 5%. Não há indícios de transmissão de

volatilidade entre o mercado financeiro nacional e os mercados futuros de café arábica e soja, em nenhuma direção.

Ao contrário do esperado, apesar do incremento do volume de negociações no segmento agropecuário, o que seria, segundo a teoria da financeirização, reflexo do aumento da atividade especulativa, não foi constatado aumento dos níveis de volatilidade nos mercados futuros analisados. Ainda que, no ano de 2002 e no período entre crise (2007-2008), tenham sido observados alguns choques de volatilidade, no geral, as médias diárias não ficaram muito distantes das médias verificadas nos demais anos, afastando a ideia de que, no Brasil, o crescimento da negociação de contratos futuros de *commodities*, fomentada pelas crises financeiras internacionais, esteja contribuindo para o aumento da volatilidade nos mercados futuros de alimentos.

O exame da dependência conjunta entre os mercados financeiros, internacional e nacional, representados, respectivamente, pelo índice acionário S&P500 e pelo índice Ibovespa, e o mercado futuro agropecuário no Brasil, representado pelos contratos de boi gordo, milho, café arábica e soja indica que a covariância diária entre os retornos desses mercados é pequena, com média zero no longo prazo. Porém, constatou-se aumento da covariância entre o mercado financeiro e o mercado futuro nos períodos de crise financeira internacional, nos anos de 2002 e 2007-2008, alterações essas que, apesar de apresentarem pequeno valor absoluto, são significativas em relação à magnitude do mercado.

O teste de causalidade entre a variância dos retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, e a variância dos retornos dos mercados futuros indicou que, com exceção da relação Ibovespa-mercado futuro de boi gordo, não há evidências de causalidade entre os retornos desses mercados, em nenhuma direção, ou seja, durante o período analisado, a volatilidade dos mercados financeiros não causou a volatilidade dos mercados futuros, assim como a volatilidade dos mercados futuros não causou a volatilidade dos mercados financeiros.

A análise dos mercados futuros também indicou que não há relação linear causal partindo da variação de volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços. Considerando a análise da relação causal partindo dos retornos dos contratos futuros em direção ao volume comercializado, os resultados foram divergentes. Nos mercados futuros de boi gordo e soja não foi detectada relação causal, enquanto que, nos mercados futuros de milho e café arábica ficou comprovado que os retornos dos preços futuros precedem temporalmente o volume negociado. Deve-se considerar que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis.

Os resultados obtidos neste estudo não permitem confirmar a hipótese de que o aumento do volume de comercialização de contratos futuros, provocado pela financeirização, esteja contribuindo para o aumento da volatilidade e dos preços das *commodities* agropecuárias no Brasil.

Contudo, deve-se considerar que esses resultados podem ser reflexos das características próprias atinentes ao mercado futuro agropecuário brasileiro, como o desenvolvimento ainda incipiente e o baixo volume de negociações, se comparado aos mercados internacionais, o que faz desse um mercado ainda pouco atraente aos investidores, principalmente aos estrangeiros.

Apesar do considerável crescimento da comercialização de contratos futuros, verificado na década de 2000, o mercado brasileiro ainda apresenta certa defasagem temporal de desenvolvimento em relação aos mercados internacionais, com grande capacidade para expansão futura, o que pode explicar por que os efeitos da financeirização ainda não são sentidos com tanta intensidade no país e por que, ao contrário do esperado, não esteja sendo verificado aumento da volatilidade nos mercados futuros, ao passo que a participação dos investidores estrangeiros e nacionais tem aumentando lentamente, principalmente a partir da crise financeira do *subprime*.

Esta pesquisa não objetivou discutir o processo de financeirização no seu aspecto macroeconômico, apenas se ateve à verificação das consequências desse fenômeno sobre variáveis microeconômicas, como a volatilidade dos preços nos mercados futuros. A mesma também não pretende ser concludente ou exclusiva a respeito do tema abordado, uma vez que há ciência das limitações inerentes à pesquisa. Salienta-se a dificuldade em se obter variável indicativa do volume de capital estrangeiro entrante no mercado de derivativos agropecuários brasileiro, além da ausência de dados de comercialização futura das *commodities* agropecuárias para alguns períodos.

Fica como sugestão para próximas pesquisas uma análise mais profunda do processo de financeirização, englobando a relação com o mercado à vista, com ênfase no impacto sobre os preços e a volatilidade do mercado *spot*.

## REFERÊNCIAS

ABANOMEY, Walid. S.; MATHUR, Ike. International portfolios with commodity futures and currency forward contracts. **The Journal of Investing**, New York, v.10, n. 3, p. 61-68, fall/2001.

ABIOVE – Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. Disponível em: <<http://www.abiove.com.br/>> Acesso em: 25/6/2011.

ADVFN BRASIL. Disponível em: <[http://br.advfn.com/commodities/cafe\\_arabica.html](http://br.advfn.com/commodities/cafe_arabica.html)>. Acesso em 11/09/2012.

AJAYI, Richard A., MEHDIAN, Seyed; MOUGOUE, Mbodja. The Empirical Relation between Price Changes and Trading Volumes: Further Evidence from European Stock Markets. **Alliance Journal of Business Research**, 2009. Disponível em: <<http://migre.me/b7Btr>>. Acesso em 02/07/2011.

ALEXANDER, Carol. **Modelos de Mercados: Um Guia para a Análise de Informações Financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005. 522 p.

ANDERSON, D.R.; SWEENEY, D.J.; WILLIAMS, T.A. **Essentials of statistics for business and economics**. 3ª ed. Thomson South-Western, 2003. 654 p.

AVEWORLD – O MEGA PORTAL DA AVICULTURA BRASILEIRA. Disponível em: <<http://migre.me/b7Bp6>>. Acesso em 11/09/2012.

BAFFES, J., HANIOTIS, T. Placing the 2006/2008 Commodity Price Boom into Perspective. **Policy Research Working - Paper 5371**. Washington, DC, p. 1-40, Jul.2010.

BERGSTROM, G.L. A New Route to Higher Returns and Lower Risk. **The Journal of Portfolio Management**, New York, n. 2, p. 30-38, 1975.

BM&FBOVESPA - MERCADORIAS E FUTUROS – BOLETIM – **Resumo Estatístico do Pregão**. Disponível em: < <http://migre.me/ba3Ah>>. Acesso em 30/10/2011.

BM&FBOVESPA -MERCADORIAS E FUTUROS. **Recuperação de Informações**. Disponível em: <<http://www2.bmf.com.br/>>. Acesso em 30/10/2011.

BOX, G.E.; PIERCE, D.A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, p. 1509-1526, 1970.

BRUNNERMEIER, Markus K. Bubbles. **The New Palgrave Dictionary of Economics**, Second Edition, p. 578-82, New York, NY, Palgrave Macmillan, 2008.

CARNEIRO, Ricardo. A globalização financeira: origem, dinâmica e perspectivas. Texto para discussão. IE/UNICAMP, n.90, out.1999.

CARVALHO, Fernando J. Cardim *et al.* **Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007. 385 p.

COMISSÃO ECONÔMICA PARA AMÉRICA E CARIBE – CEPAL. **Boletín CEPAL/FAO/IICA**. Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural em las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe. n. 1/2011. Disponível em: <<http://migre.me/bT7tD>>. Acesso em 15 de out. 2011.

CHEUNG, Y.W.; NG, L.K. A causality in variance test and its application to financial market prices. **Journal of Econometrics**, n. 72, p. 33-48, 1996.

CLARK, P. K. A subordinate stochastic process model with finite variance for speculative prices. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 41, issue 1, p. 135-155, 1973.

COPELAND, Thomas E. A model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival. **The Journal of Finance**, v. 31, n.4, set.1976.

COSTA, Paulo Henrique Soto; BAIDYA, Tara Keshar Nanda. Propriedades Estatísticas das Séries de Retornos das Principais Ações Brasileiras. **Departamento de Engenharia Industrial PUC**, Rio de Janeiro, vol. 21, n. 1, p. 61-87, junho de 2001.

CUNHA, Denis A. **Efeitos das Mudanças Climáticas Globais na Agricultura Brasileira: Análise da Irrigação como Estratégia Adaptativa**. 128 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade Federal de Viçosa, 2011.

DA SILVA, José Graziano; TAVARES, Lucas. Segurança alimentar e a alta dos preços dos alimentos: oportunidades e desafios. **Segurança Alimentar e Nutricional**, Campinas, v. 15, n. 1, p. 62-75, 2008.

DE LONG, J. Bradford *et al.* Noise Trader Risk in Financial Markets. **Journal of Political Economy**, 98(4), p. 703-38, 1990.

DE SCHUTTER, Olivier. Food Commodities Speculation and Food Price Crises: Regulation to reduce the risks of price volatility. **United Nations Special Rapporteur on the Right to Food**. Briefing note 02, Sept.2010.

DOMANSKI, Dietrich., HEATH, Alexandra. Financial Investors and Commodity Markets. **Journal BIS Quartely Review**, p. 53-67, Mar.2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Disponível em: <<http://migre.me/b7Bk1>>. Acesso em: 11/09/2012.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons Inc., 2010.517 p.

ENGLE, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v. 50, issue 4, p. 987-1007, 1982.

ERB, Claude B., HARVEY, Campbell R. The Tactical and Estrategic Value of Commodity Futures. **Financial Analysts Journal**, v. 62, n. 2, p. 69-97, Apr.2006.

EXAME.COM. Disponível em: <<http://migre.me/b8pL5>>. Acesso em 06/10/2012.

FELDMAN, Barry; TILL, Hilary. Backwardation and Commodity Futures Performance: Evidence from Evolving Agricultural Markets. **The Journal of Alternative Investment**, p. 1-16, winter/2006.

FREITAS JR, Gerson. A financeirização das commodities e a lógica do mercado. **João Carlos Online**. Disponível em: <<http://migre.me/b7BhS>>. Acesso em: 12/11/ 2011.

FREITAS, Maria Cristina P. de. Inflação Mundial e Preços de Commodities. In: FUNDAP, Secretaria de Gestão Pública de São Paulo. **Panorama das Economias Internacional e Brasileira: dinâmica e impactos da crise global**. São Paulo, 2009, p. 113-124.

GALVÃO, Ana Beatriz C.; PORTUGAL, Marcelo S.; RIBEIRO, Eduardo P. Volatilidade e Causalidade: Evidências para o Mercado à Vista e Futuro de Índice de Ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 54, n.1, p. 37-56, Jan/Mar, 2000.

GARBADE, K.D.; SILBER, W.L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, p. 289-297, 1983.

GORTON, Gary; ROWENHORST, K.G. Facts and fantasies about commodity futures. **Financial Analysts Journal**, v. 62, p. 47-68, 2006.

GOUVÊA, J.R.F. **Mudanças climáticas e a expectativa de seus impactos na cultura de cana-de-açúcar na região de Piracicaba, SP.** 98 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, 2008.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, 37, 424-438, 1969.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006, 2ª ed. 812 p.

HARRIS, L. **A theoretical and empirical analysis of the distribution of speculative prices and of the relation between absolute price change and volume.** Chicago, 1982. (Ph.D. Dissertation) - University of Chicago, 1982.

HARTZMARK, Michael L. Returns to Individual Traders of Futures: Aggregate Results. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 6, p. 1292-1306, dec.1987.

HIERONYMUS, T.A. **Economics of Futures Trading for Commercial and Personal Profit.** New York, NY: Commodity Research Bureau, 1977, 2ª ed.

IRWIN, Scott H. *et al.* Devil or Angel? The Role of Speculation in the Recent Commodity Price Boom (and Bust). **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v 41, n.2, p. 377-391, Aug.2009.

IRWIN, Scott H.; SANDERS, Dwight. Index Funds, Financialization, and Commodity Futures Markets. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n.1, p. 1-31, 2011.

JAMES, C.; EDMISTER, R.O. The Relation between Common Stock Returns Trading Activity and Market Value. **Journal of Finance**, v. 38, p. 1075-1086, Set.1983.

JEGADEESH, Narasimhan; SUBRAHMANYAM, Avanidhar. Liquidity Effects of the Introduction of the S&P500 Index Futures Contract on the Underlying Stocks. **The Journal of Business**, Chicago, v. 66, n. 2, p. 171-187, Apr.1993.

JBS-FRIBOI. Disponível em: <<http://www.jbs.com.br/>>. Acesso em 09/09/2012.

KINDLEBERGER, Charles P. **Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises.** New York, NY: John Wiley and Sons, 1996, 3ª ed.

LAPAVITSAS, Costas. Financialisation and Capitalist Accumulation: Structural Accounts of the Crisis of 2007-9. **School of Oriental and African Studies, University of London.** Research on Money and Finance, Feb.2010.

LINTNER, J. The valuation of risks assets: the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, Feb.1965.

LOPES, Daniel Costa. **Análise Quantitativa da Volatilidade entre os Índices Dow-Jones, IBOVESPA e S&P500.** Porto Alegre, 2006. 135 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2006.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to Multiple Time Series Analysis.** Springer Verlag: New York, 1991.

MACIEL, Leandro dos Santos *et al.* Impacto dos Contratos Futuros de Ibovespa na Volatilidade dos Índices de Ações no Brasil: Uma análise na Crise do *Subprime*, 2010. Disponível em: <<http://migre.me/b7BfQ>>. Acesso em 02/09/2011.

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

MASTER, Michael W. Testimony before the Committee on Homeland Security and Government Affairs, **U.S. Senate.** May 20, 2008. Disponível em: <<http://migre.me/b7BdS>> Acesso em: 24/09/2012.

MAYER, Jörg. The Growing Interdependence Between Financial and Commodity Markets. **UNCTAD/OSG/DP - Discussion Papers**, n. 195, Oct. 2009.

MENDONÇA, Maria Luisa; ROSSET, Peter. A Crise Mundial do Preço dos Alimentos e a Soberania Alimentar. **Tensões Mundiais – Revista do Observatório das Nacionalidades**, Fortaleza, v. 5, n.8, jan/jun.2009.

MÜLLER, Carlos A. da Silva; MOURA, Altair Dias de; DE LIMA, João Eustáquio. Análise Comparativa entre Estratégias de Hedge com Base em Modelos Estáticos e Dinâmicos para Contratos Futuros de Café Arábica. In: **Congresso da Sociedade Brasileira de Economia**,

**Administração e Sociologia Rural**, 46, 2008, Rio Branco, AC. **Apresentação Oral – Comercialização, Mercados e Preços.**

OGG, Clayton W. Commodity Price Levels in Poor Countries: Recent Causes and Remedies. Policy Issues – Insights on food, farm, and resource issues. **Agricultural & Applied Economics Association**, PI9, p. 1-4, Jul.2010.

PALLEY, Thomas I. Financialization: What It Is and Why It Matters. **The Levy Economics Institute and Economic for Democratic and Open Society**. Washington DC, Working Paper n. 525, Dec.2007.

PETZEL, Todd E. Testimony before the Commodity Futures Trading Commission, 2009. Disponível em: <<http://migre.me/b7Bax>>. Acesso em 24/09/2012.

PRAETZ, P.D. The distribution of share price changes. **Journal of Business**, 45, p. 49-55, 1972.

PRATES, Daniela Magalhães. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, v. 27, n.3, p. 323-344, Jul-Set.2007.

ROMANO, Jorge. Fome dá lucro. **Le monde Diplomatique Brasil**, ano 1, n.12, Jul.2008.

SANDOVAL JR., Leonidas; FRANCA, Italo De Paula. Correlation of financial markets in time of crisis. **Insper, Instituto de Ensino e Pesquisa**, Mar.2011.

SHARP, William F. Capital assets prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, Sep.1964.

SILVA, Tomás Taulois; CORREA, Vivian Helena Capacle. A crise mundial dos alimentos e a vulnerabilidade dos países periféricos. **Instituto de Economia da UNICAMP**, Campinas-SP, 2009.

SMIMOU, Kamal. Stock Market and Agricultural Futures Diversification: An International Perspective. **The Journal of Alternative Investments**, v. 12, n.4, p. 36-57, spring/2010.

STANDARD AND POORS. Disponível em: <<http://migre.me/c2XIK>> Acesso em 15/10/2011.

TANG, Ke; XIONG, Wei. Index Investing and the Financialization of Commodities. Working Paper, **Department of Economics, Princeton University**, 2010.

TSAY, Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. Chicago, IL: Wiley, 2010, 3ª ed. 687 p.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT – UNCTAD. **Trade and Development Report**, 2009. Disponível em: <<http://www.unctad.org>>. Acesso em 12/09/2011.

WOOD, R.A *et al.* An investigation of Transactions Data for NYSE Stocks. **Journal of Finance**, v. 60, p. 723-739, Jul.1985.

WORKING, Holbrook. Futures Trading and Hedging. **The American Economic Review**, v. 43, n.3, p.312-343, Jun.1953.

WRAY, L. Randall. Money manager capitalism and the global financial crisis. **University of Missouri at Kansas City and Levy Economics Institute, USA**. OIKOS, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 13-39, 2009.

YAHOO FINANÇAS. Disponível em: <<http://br.finance.yahoo.com/>>. Acesso em: 28/11/2011.

YOU, Leyuan; DAIGLER, Robert T. Enhancing Diversification by Adding Commodity Futures. p. 1-25, jan.2007. Disponível em: <<http://migre.me/b7B81>>. Acesso em 03/04/2011.

## APÊNDICE

APÊNDICE A – Resumo da evolução da participação dos investidores no mercado futuro agropecuário no Brasil, período 2002-2011<sup>59</sup>.

Tabela A1 – Mercado futuro de boi gordo

Contratos futuros de boi gordo (BGI) comprados						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	61,3%	35,0%	-	-	-	3,7%
2003	52,4%	42,5%	-	-	-	5,1%
2004	27,2%	65,0%	-	-	-	7,8%
2005	36,1%	40,0%	14,0%	-	-	9,9%
2006	52,7%	26,4%	13,5%	2,0%	-	5,4%
2007	35,5%	25,3%	22,7%	4,5%	12,0%	0,2%
2008	41,7%	21,7%	29,5%	3,4%	3,7%	-
2009	42,2%	30,8%	21,0%	2,5%	3,5%	-
2010	41,0%	18,0%	11,6%	2,4%	27,0%	-
2011	68,8%	19,0%	4,8%	3,8%	3,6%	-
Contratos futuros de boi gordo (BGI) vendidos						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	37,9%	56,9%	-	-	-	5,2%
2003	66,4%	30,5%	-	-	-	3,1%
2004	58,7%	31,6%	-	-	-	9,7%
2005	48,3%	43,1%	1,8%	-	-	6,8%
2006	27,2%	33,1%	8,1%	25,9%	-	5,7%
2007	9,8%	38,3%	19,3%	19,5%	8,5%	4,6%
2008	8,6%	40,9%	23,7%	22,2%	4,6%	-
2009	17,7%	49,0%	21,9%	4,7%	6,7%	-
2010	18,5%	61,7%	9,3%	4,9%	5,6%	-
2011	13,0%	40,3%	10,1%	2,6%	34,0%	-

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados fornecidos pela BM&FBOVESPA.

Notas: PF = Pessoa Física, PJNF = Pessoa Jurídica Não-Financeira, IN = Investidor Institucional Nacional, NR = Investidor Não-Residente no país, PJF = Pessoa Jurídica Financeira, Demais = Demais investidores participantes do mercado.

<sup>59</sup> Nesta estatística os contratos futuros de açúcar cristal e etanol não estão incorporados por falta de dados de comercialização para alguns períodos.

Tabela A2 – Mercado futuro de milho

Contratos futuros de milho (CCM) comprados						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	27,0%	72,4%	-	-	-	0,6%
2003	45,5%	53,3%	-	-	-	1,2%
2004	41,9%	55,6%	-	-	-	2,5%
2005	29,8%	68,7%	-	-	-	1,5%
2006	21,6%	77,1%	-	-	-	1,3%
2007	30,5%	61,7%	-	-	4,2%	3,6%
2008	20,3%	70,9%	0,5%	3,2%	5,1%	-
2009	13,0%	78,5%	1,3%	1,7%	5,5%	-
2010	10,0%	68,9%	0,3%	3,6%	17,2%	-
2011	19,0%	67,2%	2,5%	0,3%	11,0%	-
Contratos futuros de milho (CCM) vendidos						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	49,9%	49,3%	-	-	-	0,8%
2003	55,4%	42,3%	-	-	-	2,3%
2004	51,2%	44,8%	-	-	-	4,0%
2005	40,1%	53,6%	-	-	-	6,3%
2006	36,3%	57,9%	-	-	-	5,8%
2007	25,4%	70,5%	-	-	2,5%	1,6%
2008	24,0%	61,0%	10,9%	0,9%	3,2%	-
2009	15,4%	77,5%	3,9%	0,9%	2,3%	-
2010	18,7%	61,3%	6,7%	5,5%	7,8%	-
2011	28,8%	60,5%	4,6%	0,4%	5,7%	-

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados fornecidos pela BM&FBOVESPA.

Notas: PF = Pessoa Física, PJNF = Pessoa Jurídica Não-Financeira, IN = Investidor Institucional Nacional, NR = Investidor Não-Residente no país, PJF = Pessoa Jurídica Financeira, Demais = Demais investidores participantes do mercado.

Tabela A3 – Mercado futuro de café arábica

Contratos futuros café arábica (ICF) comprados						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	8,3%	67,9%	1,8%	20,6%	1,4%	-
2003	13,3%	82,9%	2,8%	-	-	1,0%
2004	7,7%	70,5%	0,8%	20,3%	-	0,7%
2005	9,6%	47,8%	1,5%	39,8%	1,3%	-
2006	11,2%	44,7%	1,2%	42,3%	0,4%	0,2%
2007	11,1%	51,9%	1,4%	29,0%	6,6%	-
2008	6,8%	41,4%	1,5%	48,5%	1,8%	-
2009	11,0%	58,2%	2,8%	27,2%	0,8%	-
2010	10,0%	78,2%	5,5%	2,0%	4,3%	-
2011	14,8%	81,6%	0,8%	1,4%	1,4%	-
Contratos futuros café arábica (ICF) vendidos						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	3,4%	52,0%	23,8%	12,6%	8,2%	-
2003	2,3%	74,9%	21,8%	-	-	1,0%
2004	5,0%	53,5%	25,7%	13,8%	-	2,0%
2005	5,0%	46,6%	24,5%	21,9%	0,9%	1,1%
2006	3,0%	45,7%	16,5%	28,4%	5,9%	0,5%
2007	7,5%	42,1%	8,5%	28,7%	12,9%	0,3%
2008	6,7%	35,7%	17,0%	26,1%	14,5%	-
2009	4,2%	34,3%	23,2%	34,4%	3,9%	-
2010	11,5%	44,9%	14,3%	17,9%	11,4%	-
2011	13,8%	44,8%	15,8%	3,6%	22,0%	-

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados fornecidos pela BM&FBOVESPA.

Notas: PF = Pessoa Física, PJNF = Pessoa Jurídica Não-Financeira, IN = Investidor Institucional Nacional, NR = Investidor Não-Residente no país, PJF = Pessoa Jurídica Financeira, Demais = Demais investidores participantes do mercado.

Tabela A4 – Mercado futuro de soja

Contratos futuros soja (SFI) comprados						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	23,0%	63,0%	-	-	14,0%	-
2003	4,6%	95,4%	-	-	-	-
2004	7,2%	66,9%	25,9%	-	-	-
2005	7,6%	80,7%	11,5%	-	-	0,2%
2006	2,6%	91,5%	-	5,2%	-	0,7%
2007	4,3%	91,8%	-	2,2%	-	1,7%
2008	4,3%	86,2%	7,2%	-	1,4%	0,9%
2009	4,0%	92,9%	-	-	0,3%	2,8%
2010	5,8%	93,0%	-	1,0%	0,1%	0,1%
2011	12,7%	85,2%	-	-	1,9%	0,2%
Contratos futuros soja (SFI) vendidos						
Período	PF	PJNF	IN	NR	PJF	Demais
2002	26,7%	58,8%	-	-	14,5%	-
2003	23,4%	76,2%	-	-	-	0,4%
2004	32,4%	65,3%	1,1%	-	-	1,2%
2005	14,3%	77,4%	7,9%	-	-	0,4%
2006	15,3%	78,6%	-	-	5,2%	0,9%
2007	15,2%	83,2%	-	0,1%	-	1,5%
2008	8,5%	84,7%	0,3%	-	6,0%	0,5%
2009	10,6%	81,1%	-	-	4,9%	3,4%
2010	9,4%	81,3%	-	5,2%	4,1%	-
2011	11,1%	77,5%	-	-	11,4%	-

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados fornecidos pela BM&FBOVESPA.

Notas: PF = Pessoa Física, PJNF = Pessoa Jurídica Não-Financeira, IN = Investidor Institucional Nacional, NR = Investidor Não-Residente no país, PJF = Pessoa Jurídica Financeira, Demais = Demais investidores participantes do mercado.

APÊNDICE B – Resultados do teste de estacionariedade das séries financeiras.

Tabela B1 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado nas séries de retornos do índice S&P500, índice Ibovespa e contratos futuros agropecuários de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011

Variável	Equação de teste	Defasagens	Estatística de teste $\tau$	Valor crítico	
				1%	5%
DLOGSP500	sem tendência e sem constante	1	-39,7259	-2,5658	-1,9409
DLOGIND	sem tendência e sem constante	2	-30,6284	-2,5658	-1,9409
DLOGBGI	sem tendência e sem constante	4	-32,2892	-2,5658	-1,9409
DLOGCCM	sem tendência e sem constante	12	-14,0045	-2,5659	-1,9409
DLOGICF	sem tendência e sem constante	1	-39,6637	-2,5658	-1,9409
DLOGSFI	sem tendência e sem constante	4	-28,5985	-2,5659	-1,9409

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: DLOGSP500 = retornos das cotações futuras do índice S&P500, DLOGIND = retornos das cotações futuras do Ibovespa, DLOGBGI = retornos das cotações futuras do boi gordo, DLOGCCM = retornos das cotações futuras do milho, DLOGICF = retornos das cotações futuras do café arábica, DLOGSFI = retornos das cotações futuras da soja. O número de defasagens (*lags*) utilizado no teste visou à minimização do critério de informação de Schwarz.

Tabela B2 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado nas séries de volume diário comercializado dos contratos futuros agropecuários de boi gordo, milho, café arábica e soja, período 2002-2011

Variável	Equação de teste	Defasagens	Estatística de teste $\tau$	Valor crítico	
				1%	5%
VOL_BGI	com intercepto	12	-3,5142	-3,4328	-2,8625
VOL_BGI	com intercepto e tendência	8	-6,4979	-3,9618	-3,4116
VOL_BGI	sem tendência e sem constante	12	-2,3696	-2,5659	-1,9409
VOL_CCM	com intercepto	10	-3,6844	-3,4328	-2,8625
VOL_CCM	com intercepto e tendência	10	-6,0120	-3,9618	-3,4116
VOL_CCM	sem tendência e sem constante	10	-2,4544	-2,5659	-1,9409
VOL_ICF	com intercepto	4	-12,4081	-3,4328	-2,8625
VOL_ICF	com intercepto e tendência	4	-13,1784	-3,9618	-3,4116
VOL_ICF	sem tendência e sem constante	11	-2,6455	-2,5659	-1,9409
VOL_SFI	com intercepto	12	-4,7955	-3,4330	-2,8626
VOL_SFI	com intercepto e tendência	12	-5,7092	-3,9621	-3,4118
VOL_SFI	sem tendência e sem constante	12	-3,1132	-2,5659	-1,9409

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: VOL\_BGI = volume de comercialização do contrato futuro de boi gordo, VOL\_CCM = volume de comercialização do contrato futuro de milho, VOL\_ICF = volume de comercialização do contrato futuro de café arábica, VOL\_SFI = volume de comercialização do contrato futuro de soja. O número de defasagens (*lags*) utilizado no teste visou à minimização do critério de informação de Schwarz.

APÊNDICE C – Resultados do Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detecção de heterocedasticidade condicional.

Tabela C1 – Resultados do Teste do Multiplicado de Lagrange aplicado aos resíduos das séries de retornos, período 2002-2012

Séries de resíduos	T * R <sup>2</sup>	lags	Prob. Qui-Quadrado
DLOGSP500	496,9525	4	0,0000
DLOGBGI	371,8690	5	0,0000
DLOGCCM	235,9193	2	0,0000
DLOGICF	267,4881	4	0,0000
DLOGSFI	460,5790	5	0,0000

DLOGSP500 = retorno do contrato futuro de Índice S&P500; DLOGBGI = retorno do contrato futuro de boi gordo; DLOGCCM = retorno do contrato futuro de milho; DLOGICF = retorno do contrato futuro de café arábica; DLOGSFI = retorno do contrato futuro de soja.

T = tamanho de cada amostra

$R^2 = R^2$  da equação do teste  $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t$

$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$

## APÊNDICE D – Procedimentos para a estimação do modelo BEKK utilizando o programa estatístico S-Plus 8.0

Para utilizar uma versão gratuita do programa S-Plus (disponível apenas para estudantes), seguir os seguintes passos:

- 1º) Acessar o site: <<http://www.onthehub.com/tibco/>>.
- 2º) Clicar em “FREE home copy of S+ Student Edition”.
- 3º) Selecionar o produto e clicar em “Add to Cart”.
- 4º) É necessário comprovar que o solicitante é estudante (ter uma cópia digitalizada do histórico ou da carteirinha de estudante, por exemplo) .
- 5º) Selecionar a opção "I will submit proof of my academic affiliation (e.g. student ID or report card)".
- 6º) Preencher os dados e anexar o comprovante. Em alguns dias será liberado um *link* para *download* do S-Plus. Uma vez instalado, o programa poderá ser utilizado durante 365 dias.

OBS: Depois de instalar o programa S-Plus, deve-se instalar o pacote estatístico *finmetrics*, já disponibilizado com a versão gratuita do software.

\* *Carregar o programa estatístico responsável pela modelagem da volatilidade utilizando modelos multivariados:*

```
> module(finmetrics)
```

\* *Chamar a tabela que contém os dados referentes às séries financeiras a serem modeladas (nesse caso, cada arquivo contém duas séries: mercado financeiro e mercado futuro)*

```
> nome_da_tabela = read.table("C:/Users/Quantum/Documents/VAS/Dissertação/Cotações futuras/dlogbgi.txt", header=T)
```

\* *Linha de comando responsável pela estimação do modelo BEKK:*

```
> mbekk.nome_do_arquivo = mgarch(nome_da_tabela~arma(1,1),~bekk(1,1), cond.dist="t")
```

\* *Resumo dos resultados da estimação do modelo BEKK:*

```
> summary(mbekk.nome_do_arquivo)
```

\* *Chamar o menu de opções para a visualização dos resultados provenientes da estimação do modelo BEKK:*

```
> names(mbekk.nome_do_arquivo)
```

```
[1] "residuals" "sigma.t" "df.residual" "coef"  
[5] "model" "cond.dist" "likelihood" "opt.index"  
[9] "cov" "std.residuals" "R.t" "S.t"  
[13] "prediction" "call" "series"
```

\* *Visualizar a volatilidade estimada:*

```
> mbekk.nome_do_arquivo$sigma.t
```

\* *Visualizar a correlação estimada:*

```
> mbekk.nome_do_arquivo$R.t
```

\* *Visualizar a covariância estimada:*

```
> mbekk.nome_do_arquivo$S.t
```

**APÊNDICE E** – Equações resultantes da multiplicação de matrizes estimadas pelo modelo BEKK bivariado.

E.1) Mercado financeiro internacional – Mercado futuro

a) S&P500-Boi gordo

Equações da média = ARMA (1,1)

$$dlogsp500 = 0,0003008 + 0,4738854dlogsp500_{t-1} - 0,5530779u_{t-1}$$

$$dlogbgi = 0,0002061 - 0,0491889dlogbgi_{t-1} - 0,2457476u_{t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{SP500} = 0,0007660^2 + 0,2594713^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2594713 * 0,0223352 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0223352^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9751867^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,9751867 * (-0,0020368) h_{12,t-1} + (-0,0020368)^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{BGI} = 0,0004951^2 + 0,0042205^2 + (-0,0088482)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * (-0,0088482) * 0,6276390 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,6276390^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,0035460^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,0035460 * 0,8377945 h_{12,t-1} + 0,8377945^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{SP500-BGI} = 0,0007660 * 0,0004951 + 0,2594713 * (-0,0088482) \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0,0223352 * (-0,0088482)) + 0,2594713 * 0,6276390 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0223352 * 0,6276390 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9751867 * 0,0035460 h_{11,t-1} + ((-0,0020368) * 0,0035460 + 0,9751867 * 0,8377945) h_{12,t-1} + (-0,0020368) * 0,8377945 h_{22,t-1}$$

b) S&P500-Milho

Equações da média = ARMA (2,2)

$$dlogsp500 = 0,0003080 + 0,5916dlogsp500_{t-1} + 0,06197dlogsp500_{t-2} - 0,6702u_{t-1} + 0,07756u_{t-2}$$

$$dlogccm = -0,000005934 + 1,027dlogccm_{t-1} - 0,2054dlogccm_{t-2} - 1,375u_{t-1} + 0,4968u_{t-2}$$

$$\mathbf{Var}_{SP500} = 0,0008155^2 + 0,2510^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2510 * (-0,02060) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (-0,02060)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9721^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,9721 * 0,005321 h_{12,t-1} + 0,005321^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{CCM} = 0,0002566^2 + 0,005468^2 + 0,006009^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,006009 * 0,5333 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,5333^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 - 0,003092^2 h_{11,t-1} + 2 * (-0,003092) * 0,8710 h_{12,t-1} + 0,8710^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{SP500-CCM} = 0,0008155 * 0,0002566 + 0,2510 * 0,006009 \varepsilon_{1,t-1}^2 + ((-0,02060) * 0,006009 + 0,2510 * 0,5333) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (-0,02060) * 0,5333 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9721 * (-0,003092) h_{11,t-1} + (-0,003092) + 0,9721 * 0,8710 h_{12,t-1} + (0,005321) * 0,8710 h_{22,t-1}$$

c) S&P500-Café arábica

Equações da média = ARMA (1,1)

$$dlogsp500 = 0,0002423 + 0,5871dlogsp500_{t-1} - 0,6626087u_{t-1}$$

$$dlogicf = -0,0001351 - 0,3856609dlogicf_{t-1} + 0,4673768u_{t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{SP500} = 0,0007388^2 + 0,2462887^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2462887 * (-0,1048070) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (-0,1048070)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9694373^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,9694373 * 0,0207708 h_{12,t-1} + 0,0207708^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{ICF} = 0,0038764^2 + 0,0104131^2 + 0,0184173^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,0184173 * 0,4908610 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,4908610^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 - 0,0185279^2 h_{11,t-1} + 2 * (-0,0185279) * 0,6853265 h_{12,t-1} + 0,6853265^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{SP500-CCM} = 0,0007388 * 0,0038764 + 0,2462887 * 0,0184173 \varepsilon_{1,t-1}^2 + ((-0,1048070) * 0,0184173 + 0,2462887 * 0,4908610) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (-0,1048070) * 0,4908610 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9694373 * (-0,0185279) h_{11,t-1} + (0,0207708 * (-0,0185279) + 0,9694373 * 0,6853265) h_{12,t-1} + (0,0207708) * 0,6853265 h_{22,t-1}$$

d) S&P500-Soja

Equações da média = ARMA (1,1)

$$dlogsp500 = 0,0003172 + 0,4081435dlogsp500_{t-1} - 0,4837708u_{t-1}$$

$$dlogsf_i = -0,0003596 + 0,1178117dlogsf_i_{t-1} - 0,3361859u_{t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{SP500} = 0,0009088^2 + 0,2438785^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2438785 * 0,0485227 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0485227^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9728284^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,9728284 * (-0,0114715) h_{12,t-1} + (-0,0114715)^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{SFI} = (-0,0006969)^2 + 0,0055380^2 + (-0,0117338)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * (-0,0117338) * 0,4993786 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,4993786^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,0069988^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,0069988 * 0,8567175 h_{12,t-1} + 0,8567175^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{SP500-SFI} = 0,0009088 * (-0,0006969) + 0,2438785 * -0,0117338 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0,0485227 * (-0,0117338) + 0,2438785 * 0,4993786) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0485227 * 0,4993786 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9728284 * 0,0069988 h_{11,t-1} + ((-0,0114715) * 0,0069988 + 0,9728284 * 0,8567175) h_{12,t-1} + ((-0,0114715) * 0,8567175) h_{22,t-1}$$

## E.2) Mercado financeiro nacional – Mercado futuro

### a) Ibovespa-Boi gordo

Equações da média = ARMA (1,1)

$$d\log ind = 0,0003980 - 0,1136057d\log ind_{t-1} + 0,2778474u_{t-1}$$

$$d\log bgi = 0,0001344 - 0,0437573d\log bgi_{t-1} - 0,2658159u_{t-1}$$

**Var<sub>IND</sub>** =

$$0,0020344^2 + 0,2159179^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2159179 * (-0,0130795)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (-0,0130795)^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9766982^2h_{11,t-1} + 2 * 0,9766982 * 0,0194531h_{12,t-1} + 0,0194531^2h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{BGI} = (-0,0025133)^2 + 0,0030988^2 + 0,0049019^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,0049019 * 0,6053954\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0,6053954^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + (-0,0015947)^2h_{11,t-1} + 2 * (-0,0015947) * 0,8427771h_{12,t-1} + 0,8427771^2h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{IND-BGI} = 0,0020344 * (-0,0025133) + 0,2159179 * 0,0049019\varepsilon_{1,t-1}^2 + (-0,0130795 * 0,0049019 + 0,2159179 * 0,6053954)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} - 0,0130795 * 0,6053954\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9766982 * (-0,0015947)h_{11,t-1} + (0,0194531 * (-0,0015947) + 0,9766982 * 0,8427771)h_{12,t-1} + 0,0194531 * 0,8427771h_{22,t-1}$$

### b) Ibovespa-Milho

**Var<sub>IND</sub>** =

$$0,0019099^2 + 0,2012895^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2012895 * (-0,0113502)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (-0,0113502)^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9764926^2h_{11,t-1} + 2 * 0,9764926 * 0,0033270h_{12,t-1} + 0,0033270^2h_{22,t-1}$$

**Var<sub>CCM</sub>** =

$$(-0,0007959)^2 + 0,0052088^2 + (-0,0080781)^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * (-0,0080781) * 0,5190593\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0,5190593^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,0044765^2h_{11,t-1} + 2 * 0,0044765 * 0,8728301h_{12,t-1} + 0,8728301^2h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{IND-CCM} = 0,0019099 * (-0,0007959) + 0,2012895 * (-0,0080781)\varepsilon_{1,t-1}^2 + (-0,0113502 * (-0,0080781) + 0,2012895 * 0,5190593)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} - 0,0113502 * 0,5190593\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9764926 * 0,0044765h_{11,t-1} + (0,0033270 * 0,0044765 + 0,9764926 * 0,8728301)h_{12,t-1} + 0,0033270 * 0,8728301h_{22,t-1}$$

### d) Ibovespa-Café arábica

$$\mathbf{Var}_{IND} = 0,0015743^2 + 0,2191770^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2191770 * 0,0238303\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0,0238303^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9716402^2h_{11,t-1} + 2 * 0,9716402 * (-0,0206385)h_{12,t-1} + -0,0206385^2h_{22,t-1}$$

**Var<sub>ICF</sub> =**

$$0,0010794^2 + 0,0104603^2 + (-0,0143150)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * (-0,0143150) * 0,4944566 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,4944566^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,0223102^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,0223102 * 0,7045341 h_{12,t-1} + 0,7045341^2 h_{22,t-1}$$

**Cov<sub>IND-ICF</sub> =**

$$0,0015743 * 0,0010794 + 0,2191770 * (-0,0143150) \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0,0238303 * (-0,0143150) + 0,2191770 * 0,4944566) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0238303 * 0,4944566 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9716402 * 0,0223102 h_{11,t-1} + (-0,0206385 * 0,0223102 + 0,9716402 * 0,7045341) h_{12,t-1} - 0,0206385 * 0,7045341 h_{22,t-1}$$

e) Ibovespa-Soja

$$\mathbf{Var}_{IND} = 0,0021689^2 + 0,2394486^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,2394486 * 0,0492424 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0492424^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9685238^2 h_{11,t-1} + 2 * 0,9685238 * (-0,0137923) h_{12,t-1} + (-0,0137923)^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Var}_{SFI} = 0,0007309^2 + 0,0051135^2 + 0,0085977^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2 * 0,0085977 * 0,4625033 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,4625033^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (-0,0032462)^2 h_{11,t-1} + 2 * (-0,0032462) * 0,8708807 h_{12,t-1} + 0,8708807^2 h_{22,t-1}$$

$$\mathbf{Cov}_{IND-SFI} = 0,0021689 * 0,0007309 + 0,2394486 * 0,0085977 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0,0492424 * 0,0085977 + 0,2394486 * 0,4625033) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0,0492424 * 0,4625033 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,9685238 * (-0,0032462) h_{11,t-1} + (-0,0137923 * (-0,0032462) + 0,9685238 * 0,8708807) h_{12,t-1} - 0,0137923 * 0,8708807 h_{22,t-1}$$

**APÊNDICE F** - Resultados da seleção de modelo para a estimação do Modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR) entre volume e retorno dos preços futuros.

Tabela F1 - Seleção do Modelo (VOL\_BGI DLOGBGI) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12

Lag	AIC	SC	HQ
0	14,07027	14,07498	14,07198
1	12,91174	12,92587	12,91687
2	12,75836	12,78191	12,76692
3	12,66534	12,69830	12,67732
4	12,62808	12,67047	12,64348
5	12,57497*	12,62677*	12,59379*

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: AIC: Critério de informação de Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

\*Indica a ordem da defasagem (*lag*) selecionada pelo critério especificado.

Tabela F2 - Seleção do Modelo (VOL\_CCM DLOGCCM) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12

Lag	AIC	SC	HQ
0	12,23340	12,23811	12,23511
1	11,30918	11,32334	11,31433
2	11,11780	11,14139	11,12637
3	11,03863	11,07166	11,05063
4	11,00772	11,05019	11,02315
5	10,97768*	11,02959*	10,99654*

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: AIC: Critério de informação de Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

\*Indica a ordem da defasagem (*lag*) selecionada pelo critério especificado.

Tabela F3 - Seleção do Modelo (VOL\_ICF DLOGICF) para estimação do VAR - 2002:01 a 2011:12

Lag	AIC	SC	HQ
0	11,65038	11,65508	11,65208
1	11,46059	11,47470	11,46571
2	11,40731	11,43083	11,41585
3	11,39847	11,43139	11,41043
4	11,38300	11,42533	11,39838
5	11,35984*	11,41157*	11,37863*

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: AIC: Critério de informação de Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

\*Indica a ordem da defasagem (*lag*) selecionada pelo critério especificado.

Tabela F4 - Seleção do Modelo (VOL\_SFI DLOGSFI) para estimação do VAR - 2002:10 a 2011:12

Lag	AIC	SC	HQ
0	9,983999	9,989489	9,986012
1	9,591263	9,607735	9,597304
2	9,488359	9,515812	9,498427
3	9,460494	9,498928	9,474589
4	9,422487	9,471903	9,440609
5	9,395814*	9,456211*	9,417963*

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: AIC: Critério de informação de Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

\*Indica a ordem da defasagem (*lag*) selecionada pelo critério especificado.

## ANEXOS

### ANEXO A – Análise gráfica das séries de retorno, período 2002-2011.

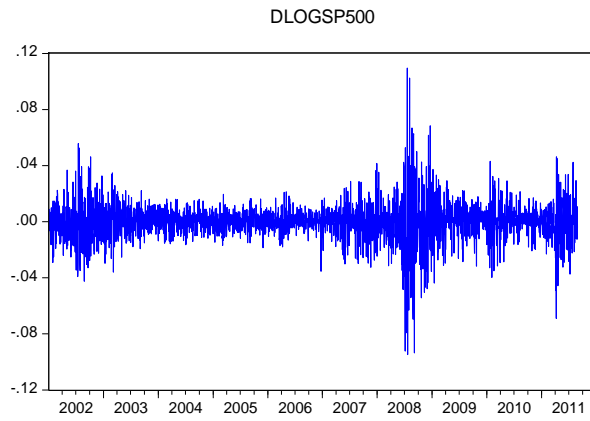


Figura A1 – Retornos diários do índice S&P500

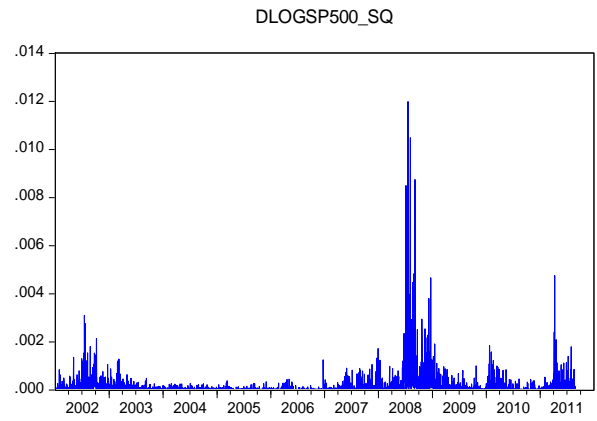


Figura A2 – Retornos diários ao quadrado do índice S&P500

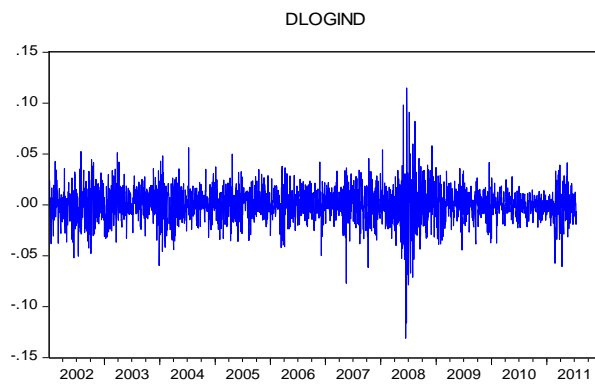


Figura A3 – Retornos diários do índice Ibovespa

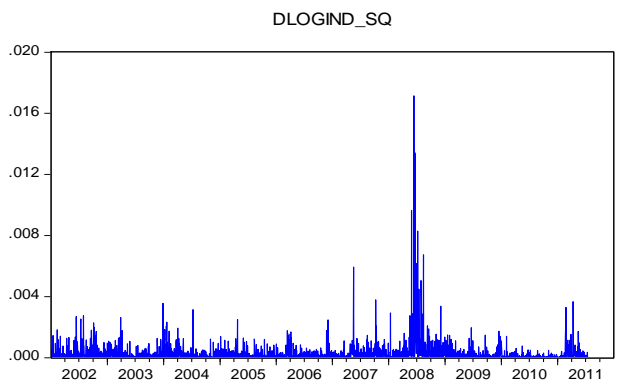


Figura A4 – Retornos diários ao quadrado do índice Ibovespa

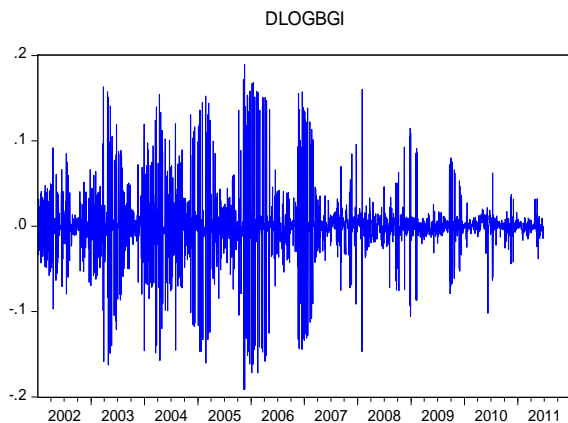


Figura A5 – Retornos diários dos contratos futuros de boi gordo

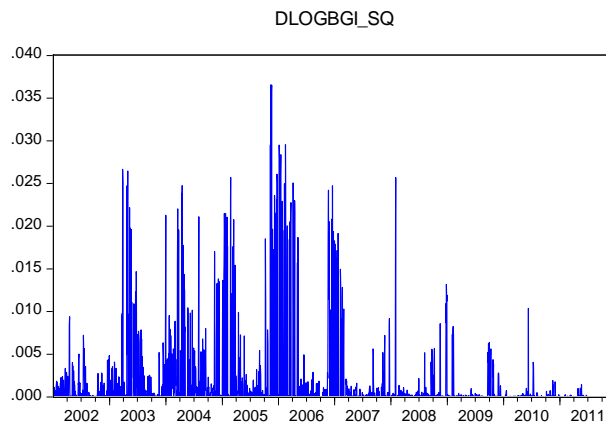


Figura A6 – Retornos diários ao quadrado dos contratos futuros de boi gordo

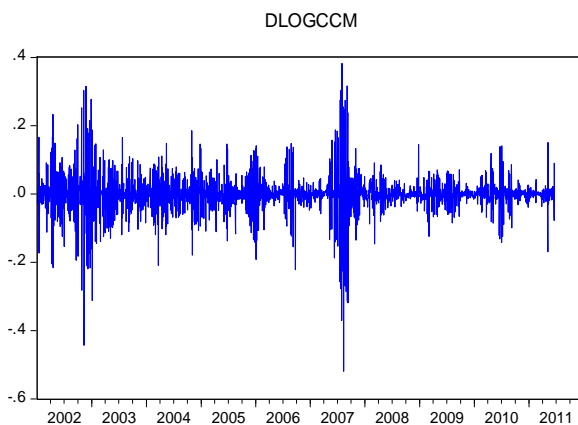


Figura A7 – Retornos diários dos contratos futuros de milho.

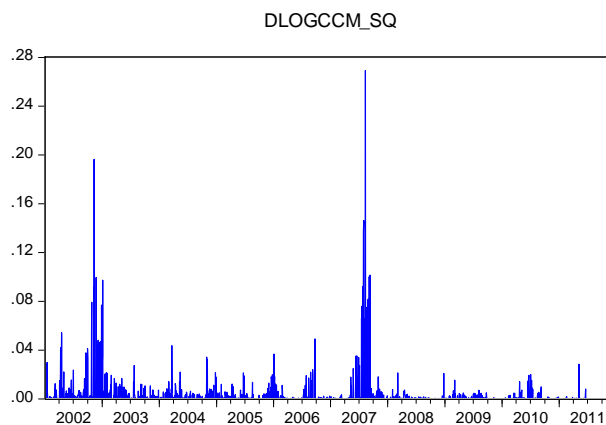


Figura A8 – Retornos diários ao quadrado dos contratos futuros de milho

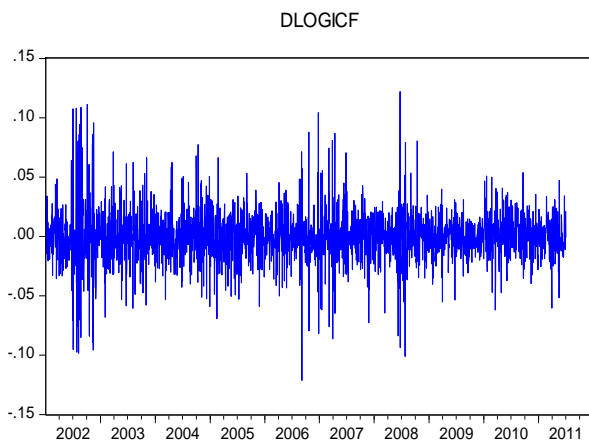


Figura A9 – Retornos diários dos contratos futuros de café arábica.

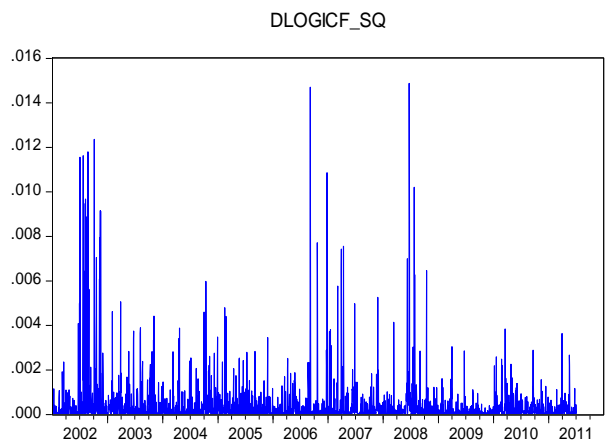


Figura A10 - Retornos diários ao quadrado dos contratos futuros de café arábica

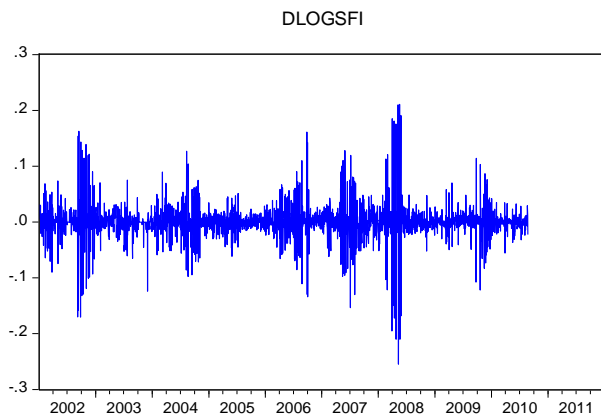


Figura A11 – Retornos diários dos contratos futuros de soja.

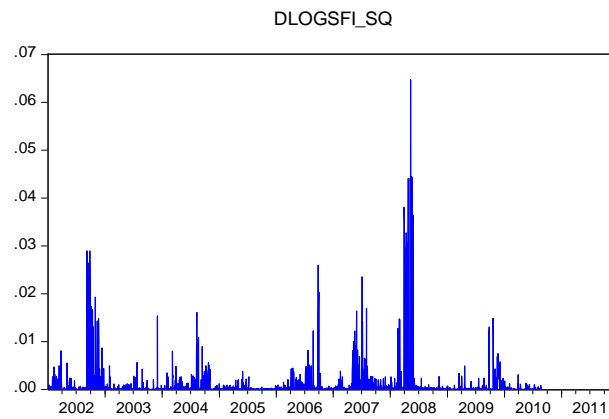


Figura A12 - Retornos diários ao quadrado dos contratos futuros de soja.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

**ANEXO B – Histograma das séries utilizadas na pesquisa, período 2002-2011.**

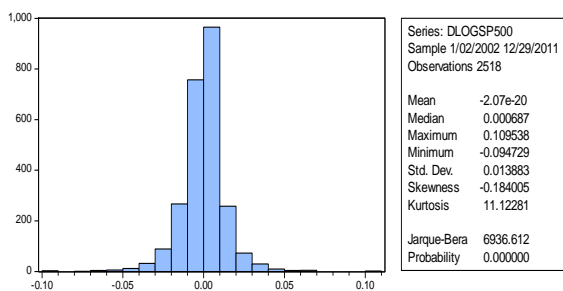


Figura B1 – Histograma da série de retornos diários do índice S&P500

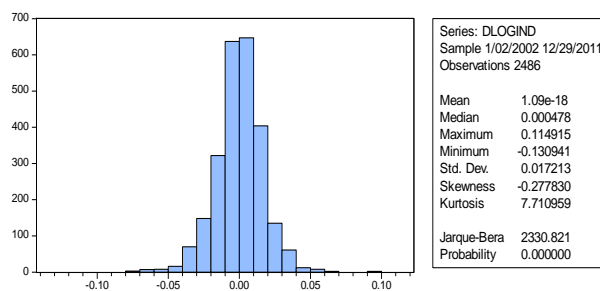


Figura B2 – Histograma da série de retornos diários do índice Ibovespa

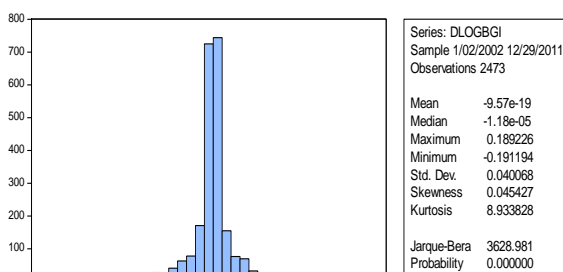


Figura B3 – Histograma dos retornos diários dos contratos futuros de boi gordo

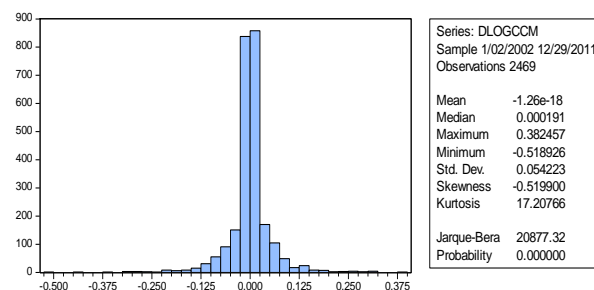


Figura B4 - Histograma da série de retornos diários dos contratos futuros de milho

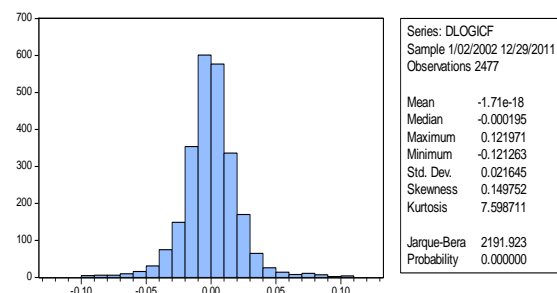


Figura B5 – Histograma dos retornos diários dos contratos futuros de café arábica

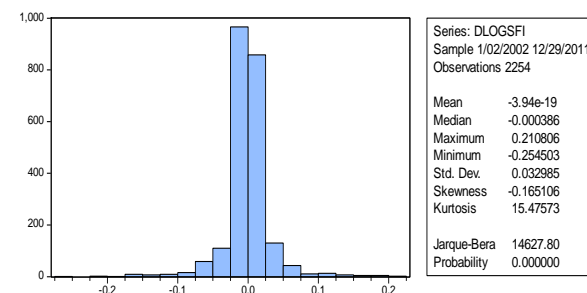


Figura B6 - Histograma dos retornos diários dos contratos futuros de soja

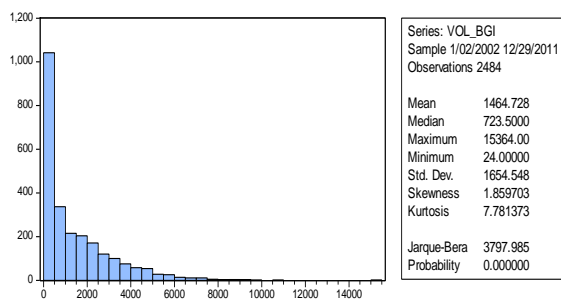


Figura B7 – Histograma do volume diário de negociação dos contratos futuros de boi gordo

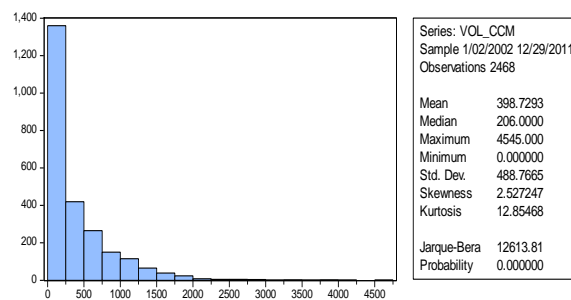


Figura B8 – Histograma do volume diário de negociação dos contratos futuros de milho

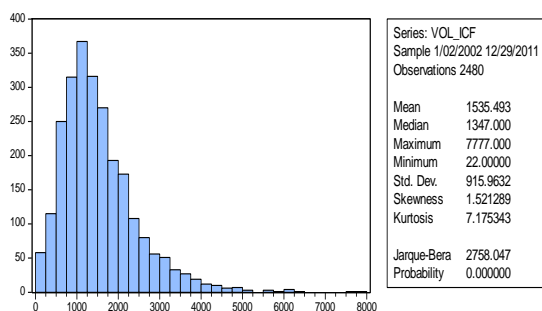


Figura B9 – Histograma do volume diário de negociação dos contratos futuros de café arábica

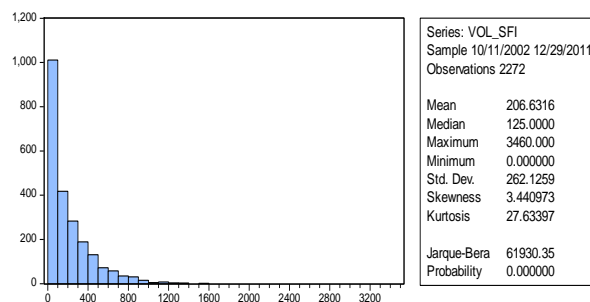


Figura B10 – Histograma do volume diário de negociação dos contratos futuros de soja

Fonte: Resultados da Pesquisa

ANEXO C – Gráfico dos *quantis* para as séries de retornos, período 2002-2011.

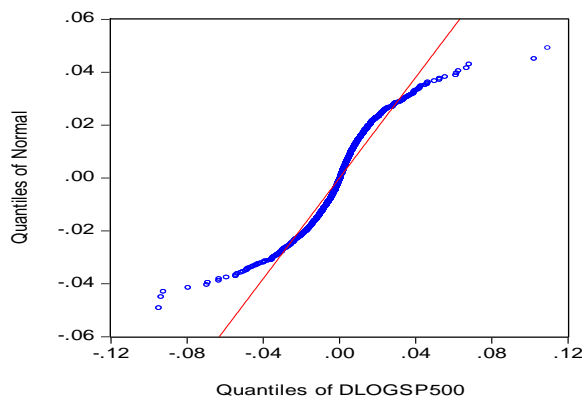


Figura C1 - Gráfico QxQ dos retornos diários do índice S&P500 em comparação com a distribuição Normal

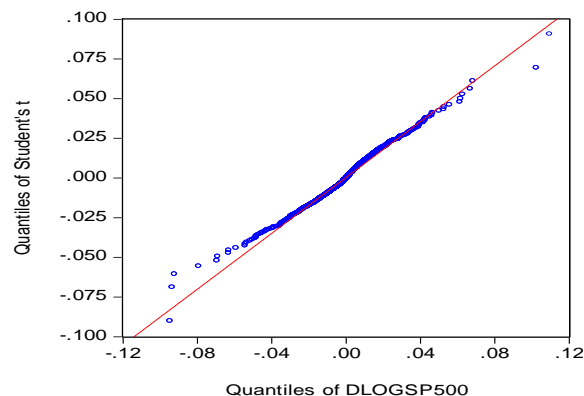


Figura C2 - Gráfico QxQ dos retornos diários do índice S&P500 em comparação com com a distribuição *t - Student*

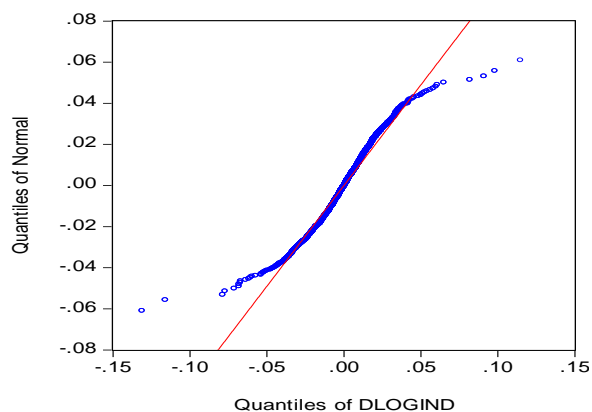


Figura C3 - Gráfico QxQ dos retornos diários do índice Ibovespa em comparação com a distribuição Normal

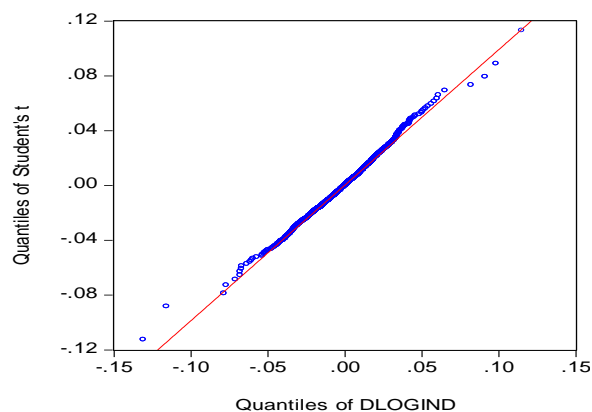


Figura C4 - Gráfico QxQ dos retornos diários do índice Ibovespa em comparação com a distribuição *t - Student*

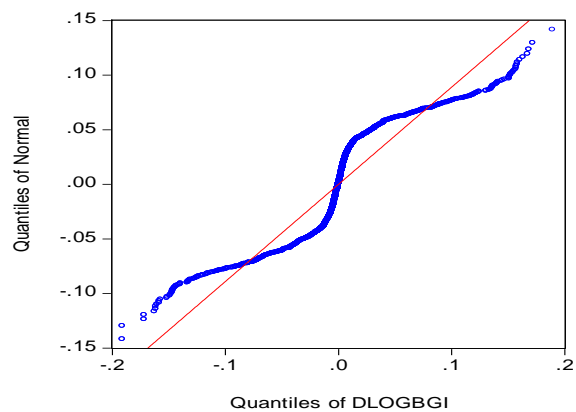


Figura C5 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros do boi gordo em comparação com a distribuição Normal

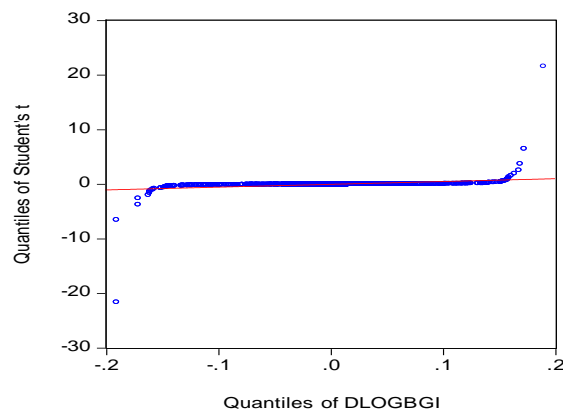


Figura C6 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros do boi gordo em comparação com a distribuição  $t - Student$

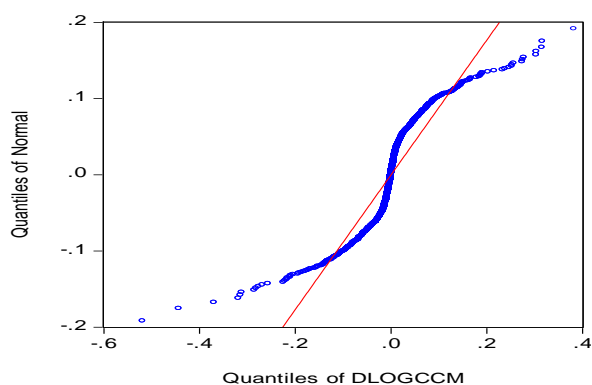


Figura C7 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de milho em comparação com a distribuição Normal

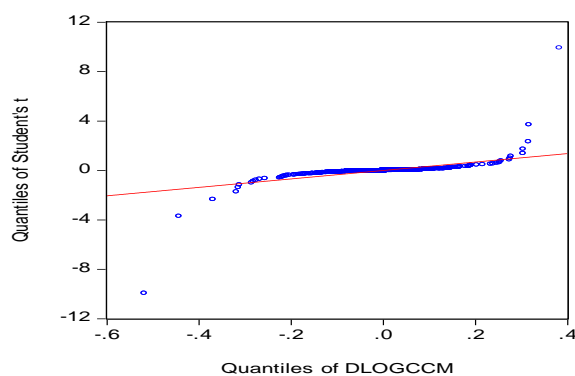


Figura C8 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de milho em comparação com a distribuição  $t - Student$

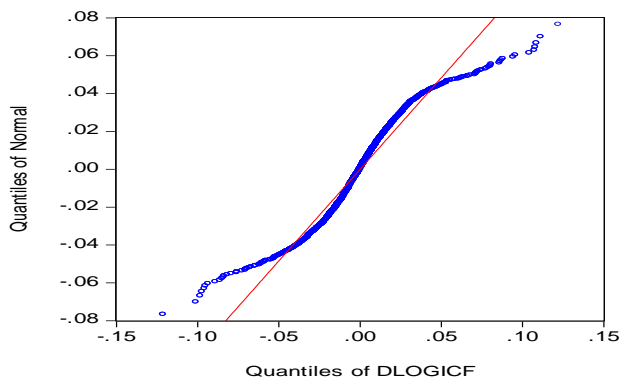


Figura C9 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de café arábica em comparação com a distribuição Normal

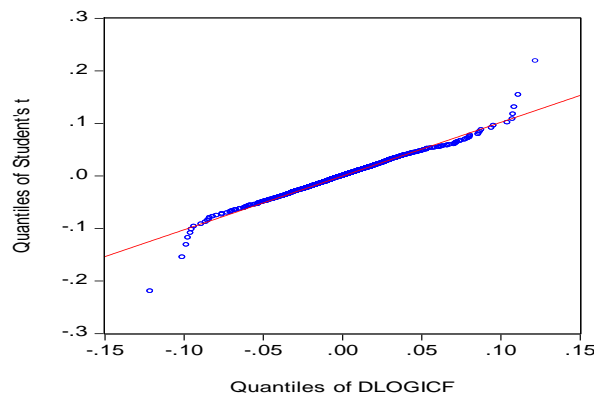


Figura C10- Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de café arábica em comparação com a distribuição *t – Student*

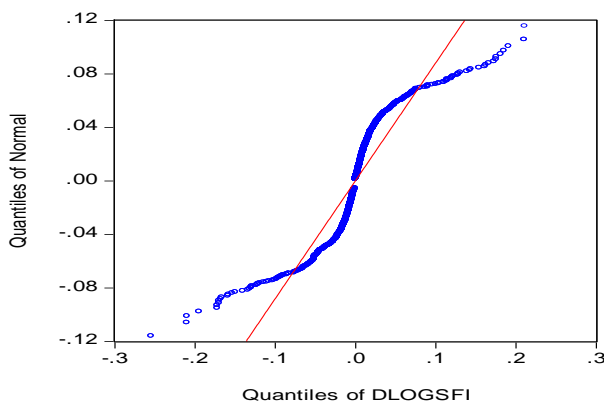


Figura C11 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de soja em comparação com a distribuição Normal

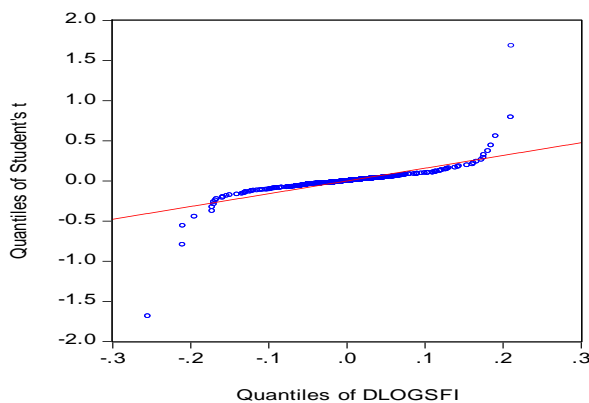


Figura C12 - Gráfico QxQ dos retornos diários dos contratos futuros de soja em comparação com a distribuição *t – Student*

Fonte: Resultados da Pesquisa.

**ANEXO D** – Correlograma dos resíduos da equação da média das séries de retornos, período 2002-2011.

a) Resíduos dos retornos do S&P500

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	-0.106	-0.106	28.412	0.000
		2	-0.051	-0.063	34.987	0.000
		3	0.033	0.021	37.754	0.000
		4	-0.014	-0.011	38.241	0.000
		5	-0.043	-0.043	42.879	0.000
		6	0.015	0.003	43.413	0.000
		7	-0.040	-0.043	47.523	0.000
		8	0.032	0.026	50.117	0.000
		9	-0.008	-0.008	50.268	0.000
		10	0.029	0.031	52.354	0.000

b) Resíduos dos retornos do S&P500 ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.202	0.202	102.65	0.000
***	***	2	0.393	0.367	492.00	0.000
*	*	3	0.196	0.086	588.71	0.000
**	*	4	0.309	0.162	830.00	0.000
**	**	5	0.336	0.239	1114.6	0.000
**	*	6	0.313	0.142	1362.1	0.000
**	*	7	0.323	0.124	1625.6	0.000
**		8	0.233	0.022	1762.8	0.000
**	*	9	0.306	0.088	1999.3	0.000
**	*	10	0.278	0.084	2194.6	0.000

a) Resíduos dos retornos do Ibovespa

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.139	0.139	48.276	0.000
	*	2	-0.052	-0.073	55.049	0.000
*		3	-0.081	-0.064	71.231	0.000
		4	0.017	0.035	71.910	0.000
		5	-0.028	-0.045	73.802	0.000
		6	-0.027	-0.020	75.670	0.000
		7	-0.038	-0.032	79.296	0.000
		8	0.009	0.010	79.485	0.000
		9	0.021	0.013	80.575	0.000
		10	0.047	0.039	85.981	0.000

b) Resíduos dos retornos do Ibovespa ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.278	0.278	192.75	0.000
*	*	2	0.205	0.139	297.68	0.000
*	*	3	0.189	0.112	386.72	0.000
**	**	4	0.324	0.254	647.54	0.000
**	**	5	0.340	0.214	935.72	0.000
*		6	0.198	0.021	1033.4	0.000
*		7	0.185	0.043	1118.9	0.000
**	*	8	0.238	0.089	1260.9	0.000
**		9	0.241	0.041	1405.4	0.000
*		10	0.207	0.026	1512.2	0.000

a) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de boi gordo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
***	***	1	-0.418	-0.418	432.06	0.000
	**	2	-0.031	-0.249	434.47	0.000
	*	3	0.006	-0.148	434.54	0.000
	*	4	-0.008	-0.102	434.72	0.000
	*	5	-0.029	-0.107	436.77	0.000
		6	0.049	-0.027	442.61	0.000
		7	-0.028	-0.037	444.62	0.000
		8	0.000	-0.030	444.62	0.000
		9	-0.018	-0.050	445.42	0.000
		10	0.032	-0.005	448.01	0.000

b) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de boi gordo ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.352	0.352	307.51	0.000
*	*	2	0.210	0.098	416.67	0.000
*	*	3	0.183	0.095	499.99	0.000
*	*	4	0.186	0.095	585.79	0.000
*		5	0.161	0.054	649.74	0.000
*	*	6	0.195	0.105	743.75	0.000
*		7	0.160	0.035	806.95	0.000
*		8	0.152	0.047	864.65	0.000
*		9	0.124	0.014	903.08	0.000
*	*	10	0.182	0.097	985.50	0.000

a) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de milho

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
***	***	1	-0.399	-0.399	393.88	0.000
	**	2	-0.048	-0.247	399.63	0.000
	*	3	0.025	-0.123	401.19	0.000
	*	4	-0.009	-0.077	401.40	0.000
	*	5	-0.059	-0.123	410.16	0.000
		6	0.037	-0.065	413.59	0.000
		7	-0.012	-0.059	413.97	0.000
		8	-0.014	-0.061	414.44	0.000
		9	0.030	-0.017	416.62	0.000
		10	-0.012	-0.022	416.96	0.000

b) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de milho ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.306	0.306	231.47	0.000
*		2	0.136	0.047	277.34	0.000
**	*	3	0.228	0.193	406.51	0.000
**	*	4	0.267	0.166	582.62	0.000
**	*	5	0.267	0.155	759.10	0.000
*	*	6	0.087	-0.076	778.02	0.000
*		7	0.144	0.070	829.33	0.000
**	*	8	0.323	0.211	1088.5	0.000
***	*	9	0.353	0.207	1396.6	0.000
*		10	0.158	-0.026	1458.9	0.000

a) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de café arábica

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	-0.072	-0.072	12.852	0.000
*	*	2	-0.080	-0.086	28.681	0.000
		3	0.017	0.004	29.363	0.000
		4	0.052	0.048	36.134	0.000
		5	-0.029	-0.020	38.243	0.000
		6	-0.018	-0.014	39.005	0.000
		7	0.013	0.006	39.421	0.000
		8	0.015	0.012	39.974	0.000
		9	0.000	0.006	39.974	0.000
		10	0.006	0.009	40.057	0.000

b) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de café arábica ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.307	0.307	234.36	0.000
*	*	2	0.172	0.085	307.63	0.000
*	*	3	0.142	0.075	357.95	0.000
*		4	0.115	0.046	390.72	0.000
		5	0.071	0.006	403.12	0.000
*		6	0.077	0.036	417.75	0.000
*		7	0.103	0.061	444.05	0.000
*		8	0.091	0.033	464.65	0.000
*	*	9	0.128	0.079	505.11	0.000
*		10	0.078	-0.003	520.36	0.000

a) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de soja

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	-0.326	-0.326	239.45	0.000
*	**	2	-0.121	-0.254	272.67	0.000
*		3	0.140	0.009	316.92	0.000
*	*	4	-0.130	-0.120	355.01	0.000
	*	5	-0.017	-0.090	355.69	0.000
*		6	0.110	0.033	383.09	0.000
		7	-0.061	-0.008	391.47	0.000
		8	0.050	0.059	397.24	0.000
		9	-0.005	0.009	397.31	0.000
		10	-0.004	0.040	397.34	0.000

b) Resíduos dos retornos dos contratos futuros de soja ao quadrado

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.299	0.299	201.98	0.000
***	**	2	0.353	0.290	483.71	0.000
**	*	3	0.271	0.131	649.80	0.000
**	*	4	0.240	0.074	780.04	0.000
**	*	5	0.297	0.157	979.43	0.000
**	*	6	0.246	0.076	1116.1	0.000
**	*	7	0.294	0.118	1311.5	0.000
*		8	0.157	-0.060	1367.2	0.000
**	*	9	0.288	0.133	1555.0	0.000
*		10	0.175	-0.011	1624.1	0.000

Fonte: Resultados da Pesquisa

**ANEXO E – Análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico para os modelos VAR preço-volume, período 2002-2011.**

Root	Modulus
0.972127	0.972127
0.219385 - 0.664305i	0.699594
0.219385 + 0.664305i	0.699594
-0.509538 - 0.422158i	0.661699
-0.509538 + 0.422158i	0.661699
0.336288 - 0.552909i	0.647146
0.336288 + 0.552909i	0.647146
-0.314703 - 0.558638i	0.641182
-0.314703 + 0.558638i	0.641182
-0.626633	0.626633

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

a) Boi gordo

Root	Modulus
0.961617	0.961617
-0.310782 - 0.596515i	0.672619
-0.310782 + 0.596515i	0.672619
-0.649116	0.649116
0.363617 - 0.535196i	0.647033
0.363617 + 0.535196i	0.647033
0.151213 - 0.609014i	0.627505
0.151213 + 0.609014i	0.627505
-0.474465 - 0.345790i	0.587102
-0.474465 + 0.345790i	0.587102

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

b) Milho

Root	Modulus
0.867017	0.867017
0.224161 - 0.633167i	0.671676
0.224161 + 0.633167i	0.671676
-0.528782 - 0.356305i	0.637623
-0.528782 + 0.356305i	0.637623
-0.090198 - 0.541638i	0.549097
-0.090198 + 0.541638i	0.549097
-0.514891	0.514891
0.310977 - 0.147139i	0.344030
0.310977 + 0.147139i	0.344030

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

c) Café arábica

Root	Modulus
0.909166	0.909166
-0.390045 - 0.544906i	0.670118
-0.390045 + 0.544906i	0.670118
0.194488 - 0.634400i	0.663543
0.194488 + 0.634400i	0.663543
0.379169 - 0.502698i	0.629662
0.379169 + 0.502698i	0.629662
-0.501998 - 0.362847i	0.619403
-0.501998 + 0.362847i	0.619403
-0.392361	0.392361

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

d) Soja

Fonte: Resultados da Pesquisa