

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

**Avaliação de estratégias de gerenciamento de risco de preços de café do  
Brasil com o uso de mercados futuros**

**Waldemar Antônio da Rocha de Souza**

Tese apresentada como um dos requisitos para o Concurso de  
Livre-Docência junto ao Departamento de Economia,  
Administração e Sociologia

Piracicaba

2013

**Waldemar Antônio da Rocha de Souza**  
**Economista**

**Avaliação de estratégias de gerenciamento de risco de preços de café do Brasil com o uso  
de mercados futuros**

Tese apresentada como um dos requisitos para o Concurso de  
Livre-Docência junto ao Departamento de Economia,  
Administração e Sociologia

Piracicaba  
2013

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

Souza, Waldemar Antônio da Rocha de

Avaliação de estratégias de gerenciamento de risco de preços de café do Brasil com o uso de mercados futuros / Waldemar Antônio da Rocha de Souza. - - Piracicaba, 2013.

143 p.

Livre-Docência - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2013.  
Bibliografia.

1. Gerenciamento de risco 2. Preços de café 3. Mercados futuros 4. Brasil I. Título

CDD 338.13373  
S729a

*Dedico este trabalho para a minha querida mãe, Maria Florinda, e para as minhas meninas Christiane, Ingrid e Isabelle. Minhas motivações, orgulho e incentivo sempre.  
A Thiago Paiva pela força e amizade.*

*History suggests that capitalism is a necessary condition for political freedom.*

*Milton Friedman*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela condução da minha vida e trajetória profissional.

Ao Prof. Pedro Valentim Marques, da ESALQ, pelas valorosas sugestões e apoio. Aos professores da ESALQ João Martines, pela amizade e apoio, Vitor Ozaki, pela oportunidade e convivência.

Ao Prof. Scott Irwin, da University of Illinois at Urbana-Champaign, pela fantástica convivência e oportunidade de aprendizado.

A Helena, Maielli, Cida, Júlio, da ESALQ, meus eternos agradecimentos e amizade.

Aos colegas da UFAM, pelo apoio e amizade. Aos meus bolsistas Ricardo e Igor pela inestimável ajuda.

Para todos, mais uma vez, minha eterna gratidão.



## SUMÁRIO

RESUMO .....	10
ABSTRACT .....	12
LISTAS DAS FIGURAS .....	14
LISTAS DOS GRÁFICOS .....	16
LISTA DAS TABELAS .....	18
1 INTRODUÇÃO .....	22
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	26
2.1 Gerenciamento de risco de preços agropecuários.....	26
2.2 Risco e previsão de base .....	32
2.3 Estratégias de <i>hedge</i> .....	34
2.4 Operações especulativas com contratos futuros agropecuários.....	45
2.5 Previsões de volatilidade realizada dos mercados futuros.....	48
3 METODOLOGIA E DADOS .....	54
3.1 Análise do <i>Value-at-Risk (VaR)</i> .....	54
3.2 Análise da base .....	56
3.2.1 A volatilidade da base .....	56
3.2.2 Previsão da base .....	57
3.3 Análise das estratégias de <i>hedge</i> .....	59
3.3.1 Construção de portfólios sintéticos com posições a vista e futuras.....	59
3.3.2 O modelo de <i>hedge</i> simples ( <i>naïve</i> ) .....	60
3.3.3 O modelo de <i>hedge</i> ótimo de mínima variância estático.....	61
3.3.4 O modelo GARCH/BEKK de <i>hedge</i> ótimo de mínima variância dinâmico .....	62
3.3.5 Cálculo da efetividade de <i>hedge</i> .....	64
3.4 A análise espectral e regras de filtragem para identificar o potencial de operações especulativas .....	64
3.4.1 Modelo de passeio aleatório .....	65
3.4.2 Análise espectral.....	65
3.4.3 Regras de filtragem.....	68
3.5 Modelos de previsão de volatilidade realizada.....	69
3.6 Dados .....	73
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	74
4.1 Análise do risco de preço do café nas regiões produtoras do Brasil .....	74

4.2 Exame da base do café em regiões brasileiras: risco e previsão .....	77
4.3 Estratégias de <i>hedge</i> do risco de preço do café do Brasil.....	98
4.4 Análise espectral e regras de filtro sobre os preços futuros diários de café da BM&F-BOVESPA .....	112
4.5 Previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F- BOVESPA .....	116
5 RESUMO E CONCLUSÕES .....	124
REFERÊNCIAS .....	128
ANEXO .....	142

## RESUMO

### **Avaliação de estratégias de gerenciamento de risco de preços de café do Brasil com o uso de mercados futuros**

O Brasil é o maior produtor e exportador mundial de café, que registra relevante participação no agronegócio do país. Entretanto, o recente aumento da concorrência internacional, bem como dos níveis de preços e volatilidade devido à crise financeira do subprime de 2008, demonstram a necessidade de uso de estratégias de gerenciamento de risco de preços do grão. Assim, avaliou-se a eficiência econômica das decisões alocativas dos agentes da cadeia de café do BR, nas regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR) com o uso dos mercados futuros. Aplicando a modelagem *Value-at-Risk (VaR)* identificou-se elevado risco de preços a vista do café nas regiões produtoras, apontando a necessidade de uso estratégias de gerenciamento de risco. Examinaram-se as bases regionais de café em relação à BM&F-BOVESPA, analisando especificamente o grau de risco e a previsão da base semanal, com resultados eficientes. Também analisaram-se estratégias de *hedge* do risco dos preços regionais de café comparando-se as eficiências de posições sem *hedge*, com *hedge* simples (*naïve*), com *hedge* ótimo estático e dinâmico GARCH-BEKK, que registrou melhor grau de eficiência ponderado com flexibilidade operacional. Investigou-se o potencial de atração de operações especulativas dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, com análise espectral e regras de filtragem, apontando lucratividade. Compararam-se modelos de previsão da volatilidade realizada semanal dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA, com resultados ambíguos, apontando a volatilidade simples como melhor previsora. Os resultados da pesquisa atualizaram temas relevantes para o gerenciamento de risco de preço do café das regiões produtoras brasileiras, que podem ser aplicados em decisões dos agentes da cadeia de oferta de café.

**Palavras-chave:** Gerenciamento de risco; Preços de café; Mercados futuros; Brasil



## ABSTRACT

### **Evaluation of risk management strategies for coffee prices in Brazil with the use of futures markets**

Brazil is the world largest producer and exporter of coffee, which registers a relevant participation in the country agribusiness. However, the recent increase in international competition as well as price levels and volatility due to the subprime financial crisis of 2008, demonstrates the need for use of risk management strategies for the grain prices. Thus, we evaluated the economic efficiency of the allocation decisions of the Brazilian coffee supply chain agents, in the regions of Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG ) and Noroeste (PR) with the use of futures markets. Applying the Value-at-Risk (VaR) model it was identified a high risk of spot prices in the coffee producing regions, highlighting the need to use risk management strategies. Regional coffee basis in relation to BM&F-BOVESPA Were examined analyzing specifically the risk degree weekly basis forecasting, with effective results. We also analyzed the strategies of regional coffee price risk hedge comparing the efficiencies of unhedged positions with naïve hedge, with optimal static and dynamic GARCH-BEKK hedge, which identified the best degree of efficiency weighted by operational flexibility. We investigated the potential attraction of speculative operations of the BM&F-BOVESPA coffee futures contracts, with spectral analysis and filtering rules, illustrating profitability. We compared the predictive models of realized volatility for the coffee weekly futures prices of BM&F-BOVESPA, with mixed results, classifying the simple volatility as the best forecast. Research results updated relevant topics relevant to managing Brazilian coffee price risk in the producing regions, which can be applied to decisions of the coffee supply chain agents.

Keywords: Risk management; Coffee prices, Futures markets; Brazil



**LISTAS DAS FIGURAS**

- Figura 1- Histograma e estatísticas descritivas. Volatilidade semanal realizada dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 ..... 117
- Figura 2 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade simples. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 ..... 120
- Figura 3 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade da média móvel de quatro semanas. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 ..... 121
- Figura 4 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub>. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 ..... 122



## LISTAS DOS GRÁFICOS

Gráfico 1 - Séries de preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	74
Gráfico 2 - Base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	80
Gráfico 3 - Modelo ARMA (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Planalto (SP). Valores reais, previstos e resíduos .....	82
Gráfico 4 - Base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	83
Gráfico 5 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Mogiana (SP). Valores reais, previstos e resíduos .....	85
Gráfico 6 - Base semanal do café. Preços a vista de Cerrado (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	86
Gráfico 7 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Cerrado (MG). Valores reais, previstos e resíduos .....	88
Gráfico 8 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Sul de Minas (MG). Valores reais, previstos e resíduos .....	91
Gráfico 9 - Base semanal do café. Preços a vista de Zona da Mata (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	92
Gráfico 10 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Zona da Mata (MG). Valores reais, previstos e resíduos .....	94
Gráfico 11 - Base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	95
Gráfico 12 - Modelo ARMA (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Noroeste (PR). Valores reais, previstos e resíduos .....	97
Gráfico 13 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Planalto (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	99
Gráfico 14 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Mogiana (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	101
Gráfico 15 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Cerrado (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	103
Gráfico 16 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	106

Gráfico 17 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal.....	108
Gráfico 18 - Comparativo das taxas ótimas de <i>hedge</i> dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Noroeste (PR) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal.....	110
Gráfico 19 –Preços diários e primeiras diferenças. Contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, série contínua. Em US\$/sc 60 kgs .....	112
Gráfico 20 - Análise do espectro e intervalo de confiança. Preços dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, valores em US\$, em primeiras diferenças. Período: 03.10.05 a 24.09.12 .....	114
Gráfico 21 - Volatilidade semanal anualizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 .....	116
Gráfico 22 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade simples. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12.....	119
Gráfico 23 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade da média móvel de quatro semanas. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12.....	120
Gráfico 24 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo GARCH (1, 1) <sub>t</sub> . Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 .....	121

## LISTA DAS TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries de preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs. ....	75
Tabela 2 - Matriz de correlação entre os preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	75
Tabela 3 - <i>Value-at-Risk (VaR)</i> . Preços a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	76
Tabela 4 - Estatísticas descritivas da base semanal das regiões produtoras de café do Brasil em relação à BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs.....	78
Tabela 5 - Matriz de correlações. Base semanal das regiões produtoras de café do Brasil em relação à BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs.....	79
Tabela 6 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs. ....	81
Tabela 7 - Caracterização do modelo ARMA (1, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	81
Tabela 8 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	84
Tabela 9 - Caracterização do modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	84
Tabela 10 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Cerrado (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	87
Tabela 11 - Caracterização do modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	87
Tabela 12 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Sul de Minas (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	90
Tabela 13 - Caracterização do modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Sul de Minas (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	90
Tabela 14 - Caracterização do modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Zona da Mata (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	93
Tabela 15 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	96

Tabela 16 - Caracterização do modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA .....	96
Tabela 17 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Planalto (SP). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs.....	98
Tabela 18 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. <i>Hedge</i> dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Planalto (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	98
Tabela 19 - Comparação das eficiências de estratégias de <i>hedge</i> do risco de preço do café em Planalto (SP) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	99
Tabela 20 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Mogiana (SP). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs.....	100
Tabela 21 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. <i>Hedge</i> dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Mogiana (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	101
Tabela 22 - Comparação das eficiências de estratégias de <i>hedge</i> do risco de preço do café em Mogiana (SP) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	102
Tabela 23 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Cerrado (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs.....	102
Tabela 24 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. <i>Hedge</i> dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Cerrado (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	103
Tabela 25 - Comparativo das eficiências de estratégias de <i>hedge</i> do risco de preço do café em Cerrado (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	104
Tabela 26 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	105
Tabela 27 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. <i>Hedge</i> dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....	105
Tabela 28 - Comparativo das eficiências de estratégias de <i>hedge</i> do risco de preço do café em Sul de Minas (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal.....	106
Tabela 29 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs .....	107

- Tabela 30 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....107
- Tabela 31 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Zona da Mata (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal .....108
- Tabela 32 - Teste de heterocedasticia de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Noroeste (PR). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs.....109
- Tabela 33 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Noroeste (PR) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal .....110
- Tabela 34 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Noroeste (PR) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal .....111
- Tabela 35 - Preços futuros da café na BM&F-BOVESPA. Resultado dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Séries em nível e primeiras diferenças. Períodos anuais com valores diários.....113
- Tabela 36 - Resultados da aplicação de regras de filtragem dos preços diários futuros de café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: 03.10.05 a 24.09.12.....115
- Tabela 37 - Comparação dos resultados da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12 .....118



## 1 INTRODUÇÃO

O agronegócio brasileiro assumiu um relevante papel econômico. O desempenho econômico recente do setor agropecuário pode ser mensurado pelo aumento da renda da agricultura, que evoluiu aproximadamente 38%, entre 1995 e 2011, em termos reais (CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA, 2012). Adicionalmente, as exportações de produtos agropecuários totalizaram cerca de US\$ 95 bilhões, correspondendo a aproximadamente 37% do total exportado pelo Brasil em 2011. Destacam-se as exportações do complexo de soja, carnes e setor sucroalcooleiro (BRASIL, 2012), apontando o Brasil atualmente entre os principais *players* mundiais. Por outro lado, o aumento da produção, renda e exportação dos produtos agropecuários brasileiros é impactado pela evolução dos preços de mercado e do grau de risco associado.

Assim, a dinâmica dos preços dos mercados agropecuários marca a necessidade de gerenciamento eficiente do risco de preços. Com efeito, o elevado grau de incerteza na agropecuária associa-se à natureza do processo produtivo, a influência climática e a inelasticidade da oferta de curto prazo. Os fatores de risco expõem os agentes agropecuários a elevados graus de risco, existindo incentivos econômicos para obter informações corretas, fazer previsões eficientes e gerenciar os riscos usando os mecanismos de mercado, por exemplo, os seguros, os contratos futuros e de opções (MYERS; SEXTON; TOMEK, 2010).

Nesse sentido, os mercados futuros agropecuários ilustram uma das principais alternativas para mensurar e gerenciar eficientemente o risco de preços das *commodities* brasileiras. Por exemplo, o aumento do risco dos preços agropecuários pode ser identificado pelos recentes níveis absolutos e volatilidade de preços de *commodities*, em particular após a crise financeira do *subprime* de 2008 (EUROPEAN COMMISSION, 2009). O novo regime de níveis e volatilidade de preços agropecuários nos mercados internacionais demonstra a necessidade de mitigar os riscos de forma eficaz, traduzindo-se como mecanismos eficientes os contratos futuros e de opções, do Brasil e internacionais.

Como exemplo, os mercados futuros podem ser empregados em diversas estratégias. Destacam-se a melhoria da gestão de risco, o auxílio na descoberta de preços, a facilitação para medir e captar capital de giro adicional e o fornecimento de fontes de informações para a tomada de decisões (LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989).

Entretanto, comparativamente a outros grandes *players* internacionais, como os EUA, a China e a Argentina, o uso dos mercados futuros agropecuários no Brasil ainda registrava volumes baixos. Identificou-se que os volumes diários, os contratos negociados, os contratos em aberto e o giro financeiro dos contratos futuros das principais *commodities* agropecuárias brasileiras eram inferiores aos contratos similares negociados nas bolsas de futuros e de opções dos países (BM&F-BOVESPA, 2012; CME GROUP, 2012; DCE, 2012; MERCADO A TÉRMINO DE BUENOS AIRES - MaTBA, 2012). O registro pode expressar a subutilização de um eficiente mecanismo de mercado mitigador de riscos de preço, capaz de estruturar engenharias financeiras que atendem às diversas fases e as necessidades específicas dos agentes das cadeias agropecuárias brasileiras.

Em particular, a produção de café destaca-se no agronegócio brasileiro. Com efeito, o Brasil é o maior produtor mundial, totalizando cerca de 49,2 milhões de sacas, aproximadamente 37% do total mundial, em 2011. Também, as exportações de café atingiram cerca de US\$ 8,7 bilhões, representando 9,2% do total exportado pelo agronegócio doméstico, com *market-share* de 28,3% das exportações totais mundiais no período (USDA, 2011; BRASIL, 2012). Em adição, a cultura do café representou um forte vetor para a evolução econômica do país (DELFIM NETO, 1973; BACHA, 1992).

Entretanto, pesquisas recentes apontam no aumento da concorrência internacional no mercado de café, em particular o crescimento da participação do Vietnã, impactando a posição do Brasil (NISHIJIMA; SAES; POSTALI, 2012). Em adição, os mercados a vista de café registra forte variabilidade de preços e quantidade produzida, expressando riscos substanciais para os principais países produtores (OUATTARA; SCHROEDER; SORENSON, 1990).

Também, define-se um fator de risco de preços adicional ilustrado pelo recente regime de preços de *commodities* do mercado internacional, prevalecente a partir da crise do *subprime* em 2008. Portanto, identificam-se as condições para o uso de mecanismos eficientes de mitigação de risco dos preços do café do Brasil, particularmente os mercados futuros. Nesse contexto, os contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA destacam-se como o segundo maior volume de contratos agropecuários negociados na bolsa, embora inferiores aos volumes da ICE (BM&F-BOVESPA, 2012; INTERNATIONAL COMMODITY EXCHANGE - ICE, 2012).

Em adição, os contratos futuros de café podem ser empregados pelos produtores e processadores em várias estratégias de *hedge* de risco de preço, bem como para descoberta de preços e previsão de volatilidade futura. Os resultados aplicam-se em diversas fases da cadeia de oferta da *commodity*, destacadamente no processo de previsão de preços, calibração das taxas de *hedge*, projeções de fluxo de caixa, administração de estoques, bem como decisões de alavancagem financeira e comercialização, expandindo-se o uso dos contratos futuros domésticos de café na bolsa de futuros brasileira.

Dessa forma, a questão de pesquisa do estudo é avaliar a eficiência econômica das decisões alocativas dos agentes da cadeia de café do BR, nas regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR) com o uso dos mercados futuros.

Em termos específicos, objetiva-se responder às questões: i. analisar a existência de risco de preço do café nas principais regiões produtoras brasileiras; ii. comparar o risco de base para o café nas diferentes regiões produtoras brasileiras, bem como propor modelos de previsão de base eficientes; iii. identificar a estratégia de *hedge* mais eficiente para mitigar o risco de preço do café das diferentes regiões produtoras brasileiras; iv. examinar o potencial financeiro de operações especulativas com os contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA; e, v. comparar a eficiência de modelos de previsão da volatilidade dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Os resultados podem ser aplicados em decisões dos agentes da cadeia de oferta de café nas diversas regiões produtoras do Brasil.

O trabalho divide-se em quatro seções. A próxima seção registra a revisão de literatura. A seguir explicam-se a metodologia e os dados usados. A próxima seção registra os resultados e discussão. Por último resumem-se as principais conclusões do estudo.



## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A literatura acadêmica sobre estratégias de *hedge* com mercados futuros agropecuários é extensa, evoluindo com a crescente complexidade e dinâmica dos mercados. As diversas fases dos mercados impactaram o uso dos contratos futuros agropecuários, assim como as pesquisas acadêmicas. A amplitude temática pode ser avaliada pela dispersão de temas e subtemas de pesquisa, destacadamente o uso de contratos futuros agropecuários em estratégias de gerenciamento de risco, *timing* de comercialização e descoberta de preços, dentre outras. Assim, esquematiza-se nesta seção a evolução das pesquisas e principais resultados sobre risco de preço, base, *hedge* e especulação e volatilidade, particularizando o mercado agropecuário do Brasil, destacando-se o café.

### 2.1 Gerenciamento de risco de preços agropecuários

Diversos estudos avaliaram as estratégias para gerenciamento de risco de preços. Os temas de gestão de risco podem ser subdivididos em aspectos teóricos, criação de valor para a empresa, estabilização de receitas e de lucratividade e uso de mecanismos de mercado. Adicionalmente, podem ser aplicados para as empresas agropecuárias.

Com relação aos aspectos teóricos, Schwartz (1997) comparou modelos de comportamento estocástico de preços de *commodities*, aplicando filtro de Kalman. Identificou uma forte tendência de reversão à média dos preços, com implicações para a estrutura a termo e volatilidade dos preços futuros, além dos impactos sobre o orçamento empresarial.

Também, Smith e Stulz (1985) descreveram as estratégias de *hedge* de empresas que maximizam a geração de valor. Registrando o *hedge* empresarial como uma parte das decisões financeiras, examinaram diversas variáveis explicativas para as diferentes práticas de *hedge*. Concluíram que as razões para *hedge* eram de natureza fiscal, para evitar custos de dificuldades financeiras e pela aversão ao risco dos administradores.

Bodnar, Hayt e Marston (1998), em *survey* de empresas americanas não-financeiras, concluíram que o uso de derivativos para *hedge* era baixo. Fazia-se o *hedge* do risco financeiro com contratos futuros de taxas de câmbio, os instrumentos mais aplicados. Objetivava-se o gerenciamento de risco, identificando a exposição de riscos vinculados às obrigações contratuais.

Em adição, Minton e Schrand (1999) examinaram a relação da volatilidade do fluxo de caixa com os níveis de investimento em despesas de capital, P&D e *marketing*. Apontaram uma forte sensibilidade dos investimentos em relação à volatilidade do fluxo de caixa, o que aumentava a probabilidade de necessidade de capitais de terceiros, bem como o custo de acesso.

Além disso, alguns autores pesquisaram modelos de avaliação quantitativa de risco empresarial, em particular do tipo *Value at Risk (VaR)*. Jorion (1996) definiu que o *VaR* poderia ser uma medida uniforme de risco, registrando a pior perda esperada em determinado horizonte temporal, a um dado nível de confiança. Traduzindo-se numa estimativa de risco indispensável para controlar os riscos financeiros.

Duffie e Pan (1997) aplicaram a metodologia *VaR* para examinar os riscos de variações não antecipadas de preços e taxas de mercado de curto prazo, com abordagem econométrica. Objetivaram registrar uma compreensão geral e acessível do modelo *VaR*, porém não apontando novos resultados, nem transcrevendo resultados de outras pesquisas.

Por sua vez, Manfredo e Leuthold (1999) examinaram a aplicação do *VaR* nas empresas agropecuárias, particularmente como ferramenta de mensuração e descrição de exposição a riscos de mercados de companhias abertas. Além disso, o *VaR* poderia auxiliar produtores e processadores na estimação do risco adverso das posições nos mercados a termo, futuros e de opções. Também, poderia ser aplicado na avaliação de crédito de bancos agropecuários.

Outro fator relevante para o gerenciamento de risco empresarial refere-se à criação de valor para a empresa. Dessa forma, Cassidy, Constand e Corbett (1990) examinaram a valoração do gerenciamento de risco, concluindo que os investidores valorizam as atividades específicas de administração de risco das companhias. Tal resultado contrastava com as conclusões do *Capital Asset Pricing Model - CAPM* e *Asset Price Theory - APT*, de que a administração de risco não agregaria valor às empresas.

Nesse sentido, Allayannis e Weston (2001), analisando o uso de derivativos de taxas de câmbio em grandes empresas americanas não-financeiras, concluíram que existia prêmio de *hedge* estatístico e economicamente significativo para o valor da firma. Também, relataram evidências da hipótese que o *hedge* melhorava a valoração da companhia.

Adam e Fernando (2006), examinando o fluxo de caixa originado das operações de derivativos em mineradoras de ouro, concluíram que o fluxo era sistematicamente positivo em termos econômicos e estatísticos, independente da direção dos preços do ouro. O fluxo de caixa positivo aparentemente traduzia-se em aumento do valor para os acionistas.

Em adição, MacKay e Moeller (2007) estimaram o valor da função de gerenciamento de risco empresarial. Examinaram a forma como a administração de risco podia gerar valor quando as receitas e custos não eram linearmente relacionados com os preços, em refinarias de petróleo. Aplicando o  $q$  de Tobin para o valor estimado, concluíram que a gestão de risco agregava valor para as companhias.

Outros autores pesquisaram o gerenciamento de risco vinculado com a estabilização das receitas e da lucratividade. Froot, Scharfstein e Stein (1993) enunciaram um arcabouço geral para analisar as políticas de gerenciamento de risco empresarial. Concluíram que o *hedge* auxiliava na agregação de valor à medida que assegurava que a empresa deteria recursos internos suficientes para os investimentos.

Jorion (1990) comparou a relação entre os valores de empresas multinacionais americanas e a exposição ao risco cambial, concluindo que as variáveis eram positivamente correlacionadas com o grau de operações internacionais. Dessa forma, as firmas poderiam afetar o custo de capital ao fazer *hedge* cambial, impactando o valor dos ativos e a precificação de mercado das ações.

Além disso, Graham e Smith Jr. (1999), avaliando a convexidade da estrutura fiscal das empresas, concluíram que o *hedge* diminuía o impacto fiscal, gerando incentivos para as operações de *hedge*. Adicionalmente, Haushalter (2000) examinou as políticas de *hedge* de produtores de petróleo e gás, identificando que o grau de *hedge* relacionava-se com os custos financeiros. As empresas mais alavancadas financeiramente tendiam ao gerenciamento de risco mais intensivo e o *hedge* relacionava-se às economias de escala dos custos operacionais de *hedge* e com o risco de base dos contratos. As grandes empresas e as localizadas em região com preços mais correlacionados com os mercados futuros faziam *hedge* com maior frequência.

Vários autores avaliaram as operações de *hedge* com o uso de mecanismos de mercado, em destaque os contratos futuros e de opções padronizados. Nesse sentido, Guay e Kothari (2003), calculando a magnitude da exposição ao risco de empresas em operações de

*hedge* financeiro, registraram que a firma mediana experimentava simultaneamente volatilidade em taxas de juros, taxas de câmbio e preços de *commodities*. Entretanto, os valores financeiros originados nas operações de *hedge* eram baixos, comparativamente ao tamanho da empresa, o fluxo de caixa operacional, os investimentos e outros *benchmarks* empresariais.

Porém, Samitas e Tsakalos (2010), estimaram a relevância de derivativos financeiros em empresas de navegação listadas nas bolsas americanas e o impacto sobre o valor da companhia das operações de *hedge* durante a crise financeira de 2008. Concluíram que o uso de derivativos para minimizar a exposição a riscos e garantir o crescimento da empresa foi estratégico no período, garantindo o equilíbrio das margens de lucratividade.

Também, Bartram, Brown e Fehle (2003) examinaram o uso de opções financeiras e cambiais em portfólios de empresas, concluindo que a aplicação de opções era de baixa intensidade. Tal fato podia ser atribuído às características não-lineares dos contratos de opção para mitigar os riscos.

Em adição, Bartram, Brown e Conrad (2006) estimaram a motivação e a prática do uso de contratos de opções financeiras para a gestão de risco em empresas não-financeiras. Concluíram que um número significativo de companhias aplicava opções financeiras, que eram instrumentos versáteis para a administração de risco, podendo ser usadas para *hedge* de diversos tipos de exposição de riscos, lineares e não-lineares.

Observa-se, em particular, que a importância da administração estratégica de riscos aumentou para os sistemas agropecuários, crescentemente complexos e industrializados, em particular a gestão dos riscos operacionais. Dentre os riscos operacionais, a mitigação do risco de preço assumiu papel relevante, em especial no novo regime de preços de *commodities* prevalecente a partir de 2008. O recente ambiente de preços caracteriza-se por níveis médios de preço e volatilidade mais elevados (EUROPEAN COMMISSION, 2009).

Nesse sentido, Boehlje (2002) também apontou que as transformações do setor agropecuário, notadamente as taxas de mudanças das organizações, cadeias de produção e tecnologia, aumentaram o grau de risco e incerteza das operações. A compreensão dos fatores de risco e de suas implicações era estratégica para o bom desempenho econômico e gestão do setor com crescente grau de industrialização. A administração empresarial poderia aplicar as

engenharias financeiras e informações originadas com os contratos futuros e de opções para mitigar o grau de risco mais elevado.

Analogamente, Boehlje e Gloy (2011) registraram alta elevação do risco operacional e financeiro recentemente, em particular dos preços dos produtos agropecuários finais. Tal fato gerava a necessidade de proteger as margens operacionais com travas dos preços de compra de *inputs*, como sementes, adubos e produtos químicos, além dos preços de venda da produção, com operações de *hedge* de risco de preços, usando-se os mercados futuros e de opções.

Em adição, os mercados futuros e de opções permitem o exame das dinâmicas de preços e volatilidade, podendo formular previsões sobre as trajetórias futuras das variáveis. Nesse sentido, as previsões de preço e volatilidade podem ser úteis para os administradores de risco agropecuário desde que haja uma avaliação correta da eficiência preditiva (AARON, 2000). Assim, a avaliação da eficiência de previsões de volatilidade torna-se estratégica, pois registra as expectativas futuras do mercado.

Em particular, o gerenciamento do risco de preços de *commodities* é estratégico para os países em desenvolvimento. A produção e exportação de *commodities* possui papel relevante na geração de renda e receita cambial. A criação de valor estabiliza-se com o uso de mecanismos de mercado para administrar o risco de preços, destacadamente os mercados futuros e de opções, locais e internacionais.

Dessa forma, Varangis e Larson (1997) registraram que a liberalização dos mercados de *commodities* introduziu alterações significativas na forma de gerenciamento e alocação dos riscos de preços, aumentando a participação do setor privado em substituição aos governos. Porém, as reformas dependiam da capacidade do setor privado usar plenamente os mecanismos de mercado, em particular mercados futuros, de opções, *swaps*, títulos vinculados a *commodities* e outros instrumentos financeiros.

Também, Dana e Gilbert (2008), examinando diversas *commodities* exportadas por países em desenvolvimento, apontaram que o uso de instrumentos de mercado para mitigação do risco de preço surgiu das dificuldades operacionais dos mecanismos de estabilização de preços nacionais e internacionais, além dos problemas na liberalização das cadeias de oferta agropecuárias. Entretanto, as técnicas de gerenciamento de risco de preços poderiam melhorar o funcionamento das cadeias agropecuárias em economias em desenvolvimento.

Em adição, observou-se que os preços das *commodities* agropecuárias eram voláteis, no curto prazo, devido às inelasticidades de oferta e demanda, porém sujeitos à reversão a média no longo prazo. Adicionalmente, sofriam a influência direta de fatores sazonais e cíclicos, bem como da tecnologia agropecuária e de variáveis não-previsíveis, como o clima (KRONER; KNEAFSEY; CLAESSENS, 1995; SCHWARTZ, 1997; PINDICK, 2001). A minimização dos impactos dos fatores aumentaria a eficiência econômica das decisões alocativas de produtores e processadores, sujeitas à volatilidade dos preços.

Dessa maneira, pode-se estabilizar a receita e travar a margem de lucratividade das empresas agropecuárias avaliando e minimizando a volatilidade com instrumentos de mercado, particularmente os contratos futuros e de opções (TROSTLE, 2008; MEYERS; MEYER, 2009). Nesse sentido, diversos autores investigaram as causas dos recentes aumentos dos níveis e volatilidade dos preços de *commodities* nos mercados a vista e futuros, propondo várias estratégias operacionais.

Irwin e Sanders (2011) examinando a hipótese de que os fundos de *commodities* foram um fator relevante no pico de preços de 2007-2008, concluíram que os dados analisados não identificavam a existência de vínculos empíricos entre os fundos e os preços futuros. Tal fato negava a hipótese de que os fundos de *commodities* alimentaram a bolha especulativa e a consequente volatilidade dos preços.

Em adição, Harwood et al. (1999) arrolaram diversas técnicas para auxiliar os produtores agropecuários a compreender melhor os níveis, os procedimentos de gerenciamento e as ferramentas de proteção de riscos, além de examinarem os diferentes métodos de avaliação de risco dos produtores.

Alguns autores, adicionalmente, formularam estratégias de uso dos mercados futuros de *commodities* agropecuárias para maximizar o retorno das operações de *hedge*, mitigando os riscos de preços. Nesse sentido, os mercados futuros possibilitam a elaboração de várias combinações de estratégias ao longo do tempo (EDERINGTON, 1979; ZULAUF; IRWIN, 1997).

Em termos específicos para o café, Mohan e Love (2004) avaliaram a eficiência das previsões e a capacidade de redução de risco de preço dos mercados futuros de café de Londres e Nova Iorque, aplicando regressões simples com diversas defasagens temporais.

Concluíram que as previsões dos preços futuros para os preços a vista subsequentes eram pouco eficientes, afetando a capacidade de mitigação do risco de preço do produto.

## 2.2 Risco e previsão de base

Define-se a base como o diferencial entre o preço a vista e futuro de determinada *commodity* agropecuária, num mercado específico (LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989). Por seu turno, o risco de base pode ser definido como movimentos inesperados no diferencial entre preços a vista e futuros (NETZ, 1999). Assim, as pesquisas sobre *hedge* de risco de preços de *commodities* agropecuárias associam-se diretamente ao risco de base.

Figlewski (1984) examinou a base e as diferentes fontes de risco de base do contrato futuro do índice S&P 500. Definindo o risco de base como o risco de uma variação temporal não correspondida dos preços futuros por variação dos preços a vista, concluiu que o risco não sistemático para *hedge* de pequenos portfólios e ações individuais era relevante. Também, o prazo de vencimento superior a dois meses afetava a eficiência do *hedge*.

Pennings e Meulenberg (1997) descreveram um conceito de redução de risco global e uma nova medida de eficiência de *hedge*, focando nos serviços de *hedge* ofertados pelos contratos futuros. Empregaram medida que usava o risco de base, o tamanho de mercado e a distância entre a eficiência de *hedge* do contrato futuro e o *hedge* ótimo. Concluíram que a nova medida criava parâmetros adicionais para o gerenciamento eficiente dos contratos nas bolsas de futuros.

Frechette (2000) avaliou a demanda de operações de *hedge* examinando o risco de base espacial. Concluiu que o valor incremental de ofertar instrumentos locais de *hedge* para mitigar o risco de base era maior quando a demanda por *hedge* fosse inelástica e os custos operacionais irrisórios. Também, o resultado aplicava-se quando a base fosse elevada e os preços locais suficientemente descolados dos preços de bolsa. Assim, os contratos futuros locais hipotéticos ajudariam a avaliar os ganhos potenciais e identificar as perdas de bem-estar resultantes do risco de base.

De forma análoga, Frechette (2001) analisou o modelo de *hedge* ótimo em termos de custos operacionais de *hedge*. Concluiu que as estimativas de risco de base e da base esperada dependiam do modelo estrutural aplicado para previsão, como por exemplo, o modelo de

expectativas simples, adaptativas e racionais, inexistindo consenso na literatura sobre a maneira de identificar o modelo mais eficiente.

Briys, Crouhy e Schlesinger (1993) examinaram os efeitos do risco de base sobre estratégias de *hedge*, destacando que os contratos futuros eram incompletos, no sentido de proporcionar *hedge* parcial, sujeito ao risco de base. Concluíram que o risco de base poderia ser dividido num efeito de ruído puro, podendo ser analisado como ruído residual, e num efeito endógeno. Assim, embora o risco de base resultasse em taxas de *hedge* com menor eficiência, o tomador de *hedge* poderia ajustar os volumes do instrumento não perfeito de *hedge*.

Castelino (1992) destacou que as diferentes fontes de risco e o tamanho da base eram fundamentais para escolher o instrumento de *hedge* ótimo. Entretanto, apontou que uma vez ocorrendo a convergência da base, a taxa ótima de *hedge* tendia à unidade, quanto o vencimento se aproximava.

Dark (1997) avaliou a magnitude da falta de inclusão nas especificações de convergência da base e memória longa de volatilidade sobre as taxas de *hedge* ótimo dinâmico. Concluiu que a convergência da base tornava-se mais relevante quanto maior o prazo de vencimento do *hedge*. Em adição, a convergência era importante para os *hedges* de curto prazo iniciados próximos do vencimento.

Entretanto, Garcia, Leuthold e Sarhan (1984) analisaram o risco de base de curto prazo, definido como a variância temporal do componente aleatório da base, para boi gordo e suínos. Concluíram que o risco de base relacionava-se aos fatores que impactavam o padrão de longo prazo das séries temporais e as mudanças imprevistas dos preços. Havia baixa evidência de que o risco de base variava com a proximidade do vencimento ou entre os mercados, exceto para o mercado específico de suínos.

Similarmente, diversos autores pesquisaram a previsão de base com múltiplas abordagens. Leuthold e Peterson (1983) usaram um sistema de equações para base, preços a vista e futuros do mercado de suínos, identificando a relevância de componentes estruturais como o armazenamento. Jiang e Hayenga (1997) analogamente aplicaram uma abordagem estrutural para prever as bases de milho e soja, comparando os resultados com médias históricas simples e modelos econométricos. Destacaram que os modelos mais complexos

registraram melhores resultados de curto prazo, porém eram inferiores às médias simples no longo prazo.

Sanders e Manfredo (2006) compararam modelos de séries temporais com previsões simplificadas de base, como médias móveis para o complexo de soja. Os modelos mais sofisticados apontaram melhores resultados no curto prazo, porém as previsões enfraqueciam para horizontes distantes.

Também, Tonsor, Dhuyetter e Mintert (2004) analisaram o número de defasagens anuais para médias históricas, combinadas com o nível ótimo de informações atualizadas para previsão de base nos mercados pecuários. Hatchett, Brorsen e Anderson (2010) examinaram os tamanhos ótimos das defasagens de médias históricas, apontando número inferior de defasagens em relação a outras pesquisas. Concluíram que as mudanças na estrutura dos dados poderia ter causado a alteração.

Dhuyetter e Kastens (1998) usaram médias históricas, informações de mercado atualizadas e um *mix* de ambas para prever a base de trigo, soja, milho e derivados. De forma análoga, as previsões de curto prazo eram melhoradas usando-se modelos mais complexos que incluíam as informações atualizadas. Entretanto as médias históricas resultaram em melhores previsões de longo prazo.

Por seu turno, Taylor, Dhuyetter e Kastens (2004) destacaram a relevância das informações atualizadas para as previsões de curto prazo de base. Entretanto, apontaram a redução do tamanho ótimo da média móvel histórica comparativamente aos resultados anteriores. Recentemente, Sanders e Baker (2012) aplicaram modelo de regime de transição suave (STAR) para examinar previsões semanais das bases de milho e soja. Concluíram que o modelo STAR resultava em melhores previsões de curto prazo, embora perdesse eficiência para os modelos de médias móveis simples em períodos de elevada volatilidade.

### **2.3 Estratégias de *hedge***

Dada a importância do *hedge* para os mercados futuros, diversos pesquisadores acadêmicos e práticos demonstraram grande interesse no tema. Adicionalmente, um foco relevante das pesquisas é a determinação da taxa ótima de *hedge*, existindo vários modelos explicativos. Registram-se o *hedge* de mínima variância, a avaliação de risco e retorno

esperado do portfólio com *hedge* e os modelos de *hedge* dinâmico, dentre os principais (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003).

Johnson (1960) interpretando o comportamento de uma amostra *hedgers* de café aplicando o arcabouço de média-variância, descreveu que as atividades de *hedge* eram motivadas pela redução de risco. Entretanto, os estoques também dependiam da lucratividade das operações de *hedge*. A efetividade do *hedge* seria mais elevada, quanto maior a correlação subjetiva dos preços a vista e futuros, diferindo da formulação de sincronismo entre os preços absolutos para maior efetividade. Adicionalmente, o *hedge* puro seria uma combinação de posição a vista, com expectativa de lucratividade, e futura, para minimizar o risco dos preços a vista. Assim, as variações em quaisquer posições decorreriam das variações esperadas dos preços nos mercados, de forma especulativa.

Stein (1961) aplicando o arcabouço de média-variância, formulou técnica para a determinação simultânea dos preços a vista e futuros de *commodities*, explicando os estoques com *hedge* e a fração sem *hedge*. Registrou que os fatores determinantes para as operações de *hedge* em mercados futuros das posições a vista eram as variações dos preços a vista e futuros resultantes de mudanças do excesso de oferta da produção do período atual e variações das expectativas dos preços.

Assim, os agentes manteriam os estoques com *hedge* dependendo da média e variância, ou seja, da expectativa de retorno e risco do portfólio com posições a vista e futuras. Também, analisando os efeitos das variações na oferta, demanda, expectativas sobre os preços a vista e futuros, base, volumes negociados, correlações entre as variações dos preços, concluiu que era possível inferir estatisticamente o comportamento das variações dos preços a vista e futuros.

Collins (1997) examinou a evidência empírica das estratégias de *hedge*, avaliando diversos modelos com uma aborgagem positiva. Comparou o comportamento previsto nos modelos com a evidência das operações de *hedge*. Concluiu que a evidência apontava para o *hedge* simples por parte dos *arbitrageurs* e intermediários e o *hedge* parcial pelos processadores, enquanto os produtores raramente usavam *hedge*.

Por sua vez, Holthausen (1979) descreveu um modelo de firma competitiva atuando sob incerteza de preços para discutir o efeito dos mercados a termo e futuros sobre as decisões empresariais. A existência de ambos os mercados era importante, pois as decisões alocativas

da firma baseavam-se nos preços futuros, ao invés dos preços esperados. Assim, as decisões de produção e de *hedge* seriam separadas. Adicionalmente, a aversão ao risco não afetaria a decisão de produção, impactando, porém, o *hedge* ótimo, que aumentaria à medida que a firma se tornasse mais avessa ao risco. Também, se a firma possuísse aversão absoluta ao risco não crescente, o *hedge* ótimo aumentaria proporcionalmente com a incerteza de preços.

Ederington (1979) formulou modelo para o *hedge* ótimo, a partir da diferença entre os preços a vista e futuros, usando o arcabouço de média-variância. Dessa forma, a taxa de *hedge* ótimo, de variância mínima num portfólio sintético bivariado com posições a vista e futura, poderia ser calculada pela minimização da variância total do portfólio em relação ao quociente de *hedge*. Estimou que um produtor de trigo que mantivesse 74 por cento do estoque com *hedge* reduziria o risco de preço em 84 por cento.

Usando o arcabouço de média-variância, Danthine (1978) apontou que haveria equilíbrio com expectativas racionais onde o preço futuro era uma estatística suficiente, resumindo a informação de mercado, aplicada em decisões de oferta da *commodity*, estabilizando a influência especulativa sobre os preços a vista. Assim, com o mercado futuro, as decisões de produção seriam independentes do grau de aversão ao risco e das expectativas de preço dos produtores, sendo separáveis do portfólio do produtor. O *hedge* ótimo dependeria do grau de aversão a risco e da distribuição de probabilidade do preço futuro.

Entretanto, Anderson e Danthine (1983) apontaram que a separação do portfólio não ocorria quando a produção ou a base fossem aleatórias. Usando a análise de média-variância com riscos de preço, produtividade e base, descreveram a taxa de *hedge* ótimo, que dependeria das correlações entre as variáveis e do grau de estimação de viés dos preços futuros como previsores dos preços a vista.

Por outro lado, Kahl (1983), comparou diversos modelos de *hedge*, como Johnson (1961) e Ederington (1979), analisando as hipóteses subjacentes sobre a posição no mercado a vista na determinação das taxas de *hedge* ótimo. Concluiu que as várias taxas de *hedge* dependeriam da influência das hipóteses sobre a natureza estocástica ou determinística das posições nos mercados a vista sobre a aversão ao risco dos *hedgers*, resultando em valores do quociente de *hedge* diferenciados.

Aplicando um modelo de media-variância, Thompson e Bond (1985) apontaram como o risco cambial para um operador estrangeiro poderia afetar a percepção de risco total e o uso

de contratos futuros cambiais impactaria o *hedge* ótimo. Dessa forma, a decisão de *hedge* do operador estrangeiro era mais complexa do que um agente doméstico. Entretanto, a inclusão do risco cambial no arcabouço de média-variância resultou em taxas ótimas compatíveis com as pesquisas tradicionais sobre *hedge*.

Nesse sentido, Sarassoro e Leuthold (1988) formularam procedimentos de estimação que calculavam os quocientes de *hedge* de Thompson e Bond (1985) a partir de coeficientes de regressões lineares simples. O processo facilitava o cálculo das taxas de *hedge*, substituindo a necessidade de computar diversas variâncias e covariâncias.

Também, destaca-se que Karp (1987) foi o primeiro autor a avaliar o *hedge* ótimo para *commodities* agropecuárias sob condições dinâmicas, incluindo a incerteza da produção, aplicando teoria de controle. Concluiu que o *hedge* dinâmico era mais eficiente do que o *hedge* de variância mínima.

Cecchetti, Cumby e Figlewski (1988) formularam modelo de *hedge* considerando dois fatores raramente avaliados nas modelagens prévias. Primeiro, a igualdade entre a taxa marginal de substituição subjetiva entre risco e retorno dos investidores e a taxa marginal de transformação da posição com *hedge* para o *hedge* ótimo. Segundo, a estimação estatística da relação entre as posições a vista e futuras com modelagem ARCH no cálculo do *hedge* ótimo, com avaliação dinâmica no tempo. Assim, o investidor preferiria o *hedge* ótimo pela maximização de utilidade ao *hedge* de variância mínima, o qual geraria retornos acima da taxa nominal sem risco.

Por seu turno, Myers e Thompson (1989) esquematizaram um arcabouço generalizado para estimação da taxa de *hedge* ótimo, apontando técnicas de mínimos quadrados ordinários em única equação. Adicionalmente, exemplificaram com o *hedge* de milho, soja e trigo, apontando que as regressões nos níveis dos preços eram inadequadas, enquanto que a regressão simples nas primeiras diferenças resultava em valores próximos ao modelo generalizado. A pesquisa sancionou em definitivo o uso de primeiras diferenças como o método mais eficiente e útil para cálculo da taxa de *hedge* ótimo.

Bera, Garcia e Roh (1997) avaliaram diversas especificações de modelos BGARCH e coeficientes aleatórios para estimar quocientes de *hedge* dinâmico baseados em informações condicionais para milho e soja. Concluíram que a diagonalização da matriz de variância-covariância condicional no modelo dinâmico resultava numa eficiência de *hedge* superior ao

modelo de coeficientes aleatórios e de variância mínima calculado por regressão simples. Assim, confirmaram que a modelagem tradicional de variância mínima e a alternativa com coeficientes aleatórios não eram apropriadas para a heterocedasticidade condicional identificada nos preços de milho e soja.

Baillie e Myers (1991) examinaram a distribuição dos preços a vista e futuros para seis *commodities*, calculando a taxa de *hedge* ótimo com o uso de modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) bivariado, aplicando as estimativas da matriz de covariância condicional dinâmica no tempo entre os preços a vista e futuros. Assim, as taxas de *hedge* ótimo variavam no tempo, contrastando com a hipótese de valores constantes do *hedge* de variância mínima, apresentando raiz unitária e comportando-se como um passeio aleatório. Adicionalmente, a eficiência do *hedge* dinâmico foi maior, em termos de redução da variância dos portfólios sintéticos com posições a vista e futuras.

Também usando modelagem GARCH, Kroner e Sultan (1993) calcularam as taxas de *hedge* dinâmico e convencional para portfólios com risco cambial, incluindo os custos de transação. Concluíram que o *hedge* dinâmico apresentava efetividade superior às demais estratégias de *hedge*, apontada pela redução da variância total do portfólio, apesar da inclusão dos custos transacionais.

Sephton (1993) aplicou modelagem GARCH para calcular taxas de *hedge* ótimo dinâmico na bolsa de Winnipeg. Concluiu que a modelagem de *hedge* dinâmico resultava em variância inferior à dos modelos de *hedge* tradicionais.

Alternativamente, Ghosh (1993) aplicou a cointegração e modelo de correção de erros para calcular as taxas de *hedge* ótimo em portfólios a vista e futuros do índice S&P 500. Concluiu que houve melhorias significativas na redução da variância dos portfólios ao incluir a dinâmica de curto prazo e o termo de erro dos preços.

Também, Lence (1995) avaliou os ganhos econômicos de estimações de *hedge*, relaxando as hipóteses tradicionais para cálculo das taxas de *hedge* pelos modelos de minimização de risco e de maximização de utilidade. Concluiu que o *hedge* de maximização da utilidade esperada apontava forte diferença em relação ao de variância mínima, sendo impactado pelas alternativas de crédito e investimento, além dos custos de transação. Sob hipóteses realistas o *hedge* ótimo seria nulo e o valor econômico de estimações mais precisas era muito baixo.

Em adição, Lence (1996) aplicando um modelo com produção estocástica, registrou que ocorriam grandes diferenças entre o *hedge* de minimização de risco e o de maximização de utilidade. Também, apontou que, sob a hipótese de produção estocástica e de existência de investimentos alternativos, as comissões de corretagem resultariam em maior impacto e tornavam as taxas de *hedge* próximas de zero.

Martinez e Zering (1992) avaliaram modelos de *hedge* dinâmico para produtores de grãos, apontando o aumento da lucratividade, porém com pouca diferença em relação ao *hedge* estático de variância mínima. Assim, os modelos de *hedge* dinâmico deveriam ser usados caso ocorressem melhorias substanciais da efetividade, justificando a inclusão de técnicas de previsão de preços mais sofisticadas no cômputo dos quocientes de *hedge* ótimo.

Analogicamente, Grant e Eaker (1989) examinaram o conteúdo empírico de estratégias complexas de *hedge* baseadas em hipóteses mais realistas, incluindo o *hedge* cruzado (*cross hedge*) de portfólios com vários ativos. Destacaram que os *hedges* complexos não apresentavam efetividade superior ao *hedge* simples (*naïve*).

Noussinov e Leuthold (1999) compararam diversas estratégias de *hedge* múltiplo (*cross hedge*) para boi magro no mercado americano, usando modelagem de média-variância. Apontaram que o *hedge* múltiplo (*cross hedge*) era mais eficiente do que o *hedge* de produtos isolados. Também, notaram que a decisão de *hedge* dependia do grau de aversão ao risco dos agentes e qualquer estratégia sistemática de *hedge* reduzia a média e variância das margens de lucratividade dos produtores, a última em valor superior a cinquenta por cento.

Também, Peck e Nahmias (1989) compararam as estratégias de *hedge* de modelos portfólio de média-variância com as práticas de *hedge* dos agentes do mercado de trigo americano. Apontaram que as estratégias de *hedge* na prática não se correlacionavam com as indicações dos modelos de média-variância. Adicionalmente, concluíram que a efetividade de *hedge* era impactada pelo horizonte temporal, diário, semanal, mensal ou outro.

Hartzmark (1988) aplicou o modelo de média-variância para descrever o comportamento de *hedge* de empresas. Registrou que a hipótese de aversão ao risco era válida. Além disso, as firmas aparentemente demoravam a reagir às mudanças de preços, aproximando-se do comportamento de *hedge* seletivo, fazendo *hedge* simples (*naïve*), um para um, para minimizar o risco dos preços. Entretanto, não se poderia generalizar o

comportamento de *hedge* a partir de empresas individuais e o risco não era a única variável explicativa.

Examinando as estratégias de *hedge* múltiplo para o complexo de soja nos EUA, Fackler e McNew (1993) usando a modelagem de Myers e Thompson (1989), destacaram que o *hedge* simples não era eficiente para redução do risco, sendo vantajoso usar o *hedge* múltiplo, particularmente quando os preços a vista não fossem correlacionados com os preços futuros.

Aplicando o arcabouço de maximização da utilidade esperada, Lapan e Moschini (1994) formularam modelo para *hedge* de risco de preço, produção e base para a soja americana. Observaram que a aversão ao risco afetava moderadamente o *hedge*, diferentemente da hipótese do modelo de média-variância. Também, o risco de produção era significativo para o cálculo da taxa ótima de *hedge*.

Myers (2000) comparou modelos de *hedge* de variância mínima com modelos dinâmicos usando GARCH para produtores de trigo dos EUA. Observou que a diferença entre as efetividades de *hedge* de ambas as modelagens eram pouco significativas, embora o modelo GARCH apresentasse desempenho ligeiramente superior.

De forma similar, Haigh e Holt (2000) avaliaram o *hedge* múltiplo do risco de preços e custos de frete para grãos dos EUA, comparando modelos estáticos e dinâmicos. Inferiram que os modelos dinâmicos do tipo M-GARCH eram superiores à modelagem de média-variância ou regressão SUR (*seemingly unrelated regression*), apesar da inclusão dos custos nas estratégias de *hedge* mais sofisticadas. Assim, a estratégia de *hedge* dinâmico apontava ganhos potenciais maiores para os agentes da cadeia de grãos.

Pennings e Leuthold (2000) avaliaram as teorias de motivação de *hedge*, estimando a estrutura de comercialização refletida nas relações contratuais das firmas. Assim, apontaram que o uso de contratos futuros não seria determinado apenas pelas características individuais da própria empresa. As razões para *hedge* incluíam as relações contratuais preferenciais, a estrutura de comercialização e o equilíbrio de poder entre as empresas das cadeias agropecuárias.

Em adição, Pennings e Garcia (2004) examinaram o uso de derivativos por pequenas e médias empresas agropecuárias holandesas. Avaliaram a heterogeneidade comportamental não observável, ou seja, as diferentes reações para usar derivativos e a segmentação de

administradores por tipo de comportamento. Assim, comparando a motivação para *hedge* de pesquisas anteriores, que apontavam o tamanho da firma, a exposição ao risco e a estrutura financeira, identificaram que a aversão e percepção de risco, bem como o nível educacional do administrador, eram fatores adicionais para o *hedge* de pequenas e médias empresas.

Moschini e Myers (2002) compararam os modelos de *hedge* de mínima variância e dinâmico calculado pela metodologia GARCH-BEKK para o risco de preço do milho de Iowa (EUA), num horizonte semanal. Identificaram que o *hedge* ótimo dinâmico era mais eficiente, uma vez que incorporava a dinâmica temporal dos preços, a qual não poderia ser explicada apenas pelos efeitos de sazonalidade e vencimento.

Também, Brooks, Henry e Persaud (2002) avaliaram os impactos de assimetrias de volatilidade, ou seja o efeito das inovações de preços sobre as volatilidades, nas taxas de *hedge* ótimo de uma carteira de ações com contratos futuros de índice. Concluíram a inclusão de assimetrias reduzia substancialmente o risco do portfólio no curto prazo, porém os benefícios eram reduzidos quando a duração do *hedge* aumentava.

Lee e Shrestha (2003) avaliaram as metodologias de cálculo da taxa de *hedge* ótimo, divididas em abordagem de média-variância, de maximização da utilidade esperada, do coeficiente de Gini médio ampliado e da semi-variância generalizada. Destacaram que a maioria dos modelos não englobava os custos de transação e que, na hipótese dos preços futuros seguirem um processo estocástico de martingal e terem distribuição normal, o resultado dos modelos era idêntico ao *hedge* ótimo de mínima variância.

Por seu turno, Lien e Yang (2008) examinaram os efeitos do comportamento assimétrico da base sobre a estrutura de variâncias e correlações dos preços a vista e futuros de dez *commodities*, analisando os impactos sobre o *hedge* dinâmico. Aplicando modelagem BGARCH para o cálculo dos quocientes de *hedge* dinâmico ótimo, registraram que o impacto da base positiva é maior do que a negativa. Adicionalmente, a incorporação do efeito assimétrico da base aumentou a eficiência do *hedge*, resultando em maior redução do risco.

Chang, McAleer e Tansuchat (2010) aplicando modelagem da família GARCH, avaliaram o impacto do *spillover* de volatilidade e dos efeitos assimétricos de choques positivos e negativos sobre os preços a vista e futuros do petróleo. Adicionalmente, calcularam os quocientes de *hedge* ótimo e os pesos ponderados para portfólios de diferentes

tipos de petróleo, apontando a combinação entre as posições a vista e futura dos mercados internacionais de petróleo que minimizava o risco total dos portfólios.

Também, Chang, McAleer e Tansuchat (2011) compararam a efetividade de *hedge* dos modelos dinâmicos da família GARCH, CCC, VARMA-GARCH, DCC, BEKK e BEKK diagonal, para portfólios com posições combinadas nos mercados a vista e futuros de petróleo. Concluíram que os resultados de efetividade de *hedge* variavam por tipo de modelo e mercado analisado, com os resultados mais baixos calculados pelo modelo BEKK diagonal.

Shi e Irwin (2005) desenvolveram modelo empírico de *hedge* ótimo bayesiano, que apontava a estimação paramétrica de risco num arcabouço teórico e quantitativo para examinar as avaliações subjetivas com consensos individuais e de mercado para calcular a taxa de *hedge* ótimo. Aplicou-se a modelagem bayesiana ao milho, resultando em flexibilidade do número e do tipo de óticas subjetivas.

No Brasil, Ohanian e Eid Junior (2008) avaliaram as operações de percentual do CDI, propondo modelo de precificação do custo operacional com simulação histórica usando contratos futuros de DI. Concluíram que se necessitava balancear dinamicamente os quocientes de *hedge*. Klotzle et al. (2011) analisaram a efetividade de quatro estratégias de *hedge* no mercado futuro de dólar brasileiro, entre dezembro de 2001 e fevereiro de 2009, aplicando os modelos de *hedge* ingênuo, variância mínima e GARCH BEKK simétrico e assimétrico. Observaram que a efetividade de *hedge* melhorou com a aplicação do modelo GARCH BEKK simétrico, não havendo, entretanto, melhoria significativa usando o modelo assimétrico.

De forma análoga, Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006) examinaram a hipótese de estacionariedade para a taxa de *hedge* ótimo para boi gordo, aplicando o teste de raiz unitária e comparando os resultados dos modelos de variância mínima e GARCH BEKK bivariado. Concluíram que a taxa de *hedge* ótimo variava no tempo, apontando que o uso dos modelos dinâmicos resultou numa efetividade de *hedge* superior. Lazzarini (2010) avaliou modelos de *hedge* dinâmico para boi gordo, incluindo os períodos de safra e entressafra. Concluiu que o modelo de correlação condicional dinâmica (DCC) apontou a melhor efetividade e a taxa de *hedge* ótimo na entressafra não era superior ao da safra.

Silveira (2002) avaliou o *hedge* próprio para boi gordo e *cross-hedge* entre bezerro e boi gordo em São Paulo, com o uso de contratos futuros da BM&F, aplicando a metodologia

de Myers e Thompson (1989). Concluiu que as taxas de *hedge* ótimo eram elevadas, entretanto a efetividade do *cross-hedge* foi baixa, enquanto o *hedge* próprio apresentou efetividade em torno de cinquenta por cento.

Em adição Souza, Martines-Filho e Marques (2011) avaliaram estratégia de *hedge* simultâneo do risco de preço e cambial para a soja do Centro-Oeste, usando contratos da BM&F-BOVESPA. Concluíram que o *hedge* simultâneo registrava a maior efetividade comparada ao *hedge* simples e *hedge* isolado de preços. Martins e Aguiar (2004) avaliaram a efetividade de *hedge* para a soja brasileira de diferentes regiões dos contratos futuros da CBOT com diferentes vencimentos. Apontaram que os contratos com vencimento no segundo semestre eram mais eficientes, em particular os de julho e agosto. Adicionalmente, destacaram que as quebras da safra norte-americana poderiam tornar os contratos de outros vencimentos fortemente efetivos, devido à maior demanda pelo grão brasileiro. Também, a efetividade era maior nas regiões próximas aos portos exportadores do Brasil.

Silva, Aguiar e Lima (2003) avaliaram a efetividade de *hedge* para o complexo de soja brasileiro na CBOT e BM&F. Concluíram que os contratos futuros de soja da BM&F registravam estratégias de *cross-hedge* para óleo e farelo de soja com baixa eficiência. Entretanto, o *hedge* do óleo e farelo de soja era vantajoso usando-se os contratos análogos da CBOT. Adicionalmente, a efetividade de *hedge* para a soja em grão foi mais eficiente na BM&F.

Maia e Aguiar (2010) avaliaram o risco e retorno de estratégias de *hedge* usando contratos da CBOT para as principais regiões produtoras de soja do Brasil. Concluíram que as bases apresentaram padrão bem definido, fortalecendo entre maio e novembro, seguido por subsequente enfraquecimento. Também, os *hedgers* de compra detinham oportunidades de maiores retornos brutos, porém com riscos mais elevados. Adicionalmente, apontaram que os contratos de soja da CBOT demonstraram retornos brutos diferenciados devido ao tipo de *hedge*, o horizonte de *hedge* e o vencimento do contrato.

Também, Souza e Caldarelli (2011) analisaram a efetividade de *hedge* para a soja do Centro-Oeste aplicando modelos de variância mínima e dinâmico GARCH-BEKK. Destacaram que a efetividade de *hedge* do modelo dinâmico foi superior melhorando a capacidade alocativa dos agentes da cadeia de soja, possibilitando decisões mais eficientes de produção, comercialização e armazenagem.

Souza et al. (2011) estimaram o grau de eficiência do *cross-hedge* do risco de preços de frango usando contratos futuros de milho da BM&F-BOVESPA. Apontaram que a eficiência do *cross-hedge* era baixa, podendo ser atribuída à baixa correlação entre os preços devido a estruturas microeconômicas distintas, como a sazonalidade das vendas, a formação de estoques, distribuição do ano-safra e condições de abate do plantel de aves. Entretanto, devido à relevância econômica da indústria de frango do Brasil, seria estratégico examinar a viabilidade para implantação de um contrato futuro nacional para a *commodity*.

Em particular, com relação ao café, Korotoumou, Ouattara e Sorenson (1990) avaliaram o *hedge* ótimo para o café exportado da Costa do Marfim, usando modelo de média-variância com utilidade esperada. Concluíram que os ganhos de exportação poderiam ser estabilizados com o uso de contratos futuros de café. Kebede (1992) analisou a hipótese de eficiência do mercado (HEM) futuro de café de Nova Iorque empregando MQO para identificar a existência de prêmio de risco nos preços. Destacou que a HEM prevalecia para períodos pequenos, correspondendo aos intervalos onde havia forte sentido de causalidade dos mercados futuros para os mercados a vista.

Mohan (2007) estimou o custo e benefício de estratégias de *hedge* de risco de preço de café usando opções de venda sobre contratos futuros de Londres e Nova Iorque, calculando o retorno de operações com as opções. Destacou que os custos das estratégias de *hedge* com opções de venda eram relativamente baixos em relação ao preços, sublinhando a viabilidade das operações.

Avaliando o impacto da liberalização do mercado sobre os preços do café da Etiópia, que produz em pequena escala mundial, aplicando metodologia GARCH, Gemech e Struthers (2007) concluíram que houve aumento da volatilidade. Em adição, registraram que deveria aumentar o papel do governo e instituições internacionais promovendo mecanismos de mitigação do risco de preços do café para pequenos produtores, característicos da produção na Etiópia.

Gemech et al. (2011) avaliaram a alocação eficiente de recursos na produção de café usando contratos futuros e de opções para gerenciar o risco de preços, analisando o benefício decorrente sob diferentes hipóteses de aversão ao risco dos produtores. Empregando *survey* teórico, apontaram que os benefícios do uso de mecanismos de mercado para mitigação de risco do preço do café eram elevados, apesar da forte aversão ao risco dos produtores.

Entretanto, permanecia o desafio de disponibilizar o acesso aos mecanismos para os pequenos produtores de regiões em desenvolvimento.

Especificamente para o café do Brasil, Fileni, Marques e Machado (1999) avaliaram o *hedge* de risco de preços de café em Minas Gerais, examinando o risco de base e a efetividade de *hedge* dos contratos futuros de café da BM&F. Concluíram que o risco de base entre as principais regiões produtoras era semelhante, proporcionando significativa redução do risco de preço. Entretanto, o risco de base entre os meses foi significativamente diferente, apontando a necessidade de escolha do mês de vencimento do contrato. Adicionalmente, o *hedge* antecipatório registrou eficiência para um período de duração de três meses.

Também, Müller (2007) comparou a efetividade de estratégias de *hedge* para o mercado futuro de café arábica no Brasil. Concluiu que o *hedge* dinâmico registrou a maior efetividade, mensurada pela redução da variância dos preços.

#### **2.4 Operações especulativas com contratos futuros agropecuários**

Alguns autores pesquisaram o potencial financeiro de operações especulativas nos mercados futuros agropecuários. As operações especulativas com mercados futuros objetivam identificar pontos de operações de compra e venda para obter taxas de retorno elevadas. Os retornos elevados associam-se à fraca eficiência dos mercados futuros.

Dessa forma, o teste da hipótese de eficiência semi-forte de mercado (HEM) é tema recorrente na literatura sobre preços a vista e futuros de *commodities* agropecuárias. Uma das alternativas para testar a hipótese é supor que os preços seguem um processo de passeio aleatório. A investigação da ocorrência do passeio aleatório pode ser feita usando-se a análise espectral, em conjunto ou separadamente com regras de filtragem. O emprego das regras pode registrar resultados positivos em operações de arbitragem, quando rejeitada a HEM.

Sobre a eficiência de mercado, Fama (1970) definiu três tipos de eficiência. A eficiência fraca, na qual o conjunto informacional era formado apenas pelos preços passados. A eficiência semi-forte, em que os preços ajustavam-se às informações disponíveis publicamente. Adicionalmente, a eficiência forte ocorria quando grupos ou investidores tivessem acesso monopolístico às informações. A eficiência semi-forte parecia prevalecer nos mercados de ações, apesar da ocorrência de choques estocásticos (FAMA; MACBETH, 1973).

Diversos autores testaram a eficiência semi-forte em preços de *commodities* usando a hipótese do processo dos preços seguirem um passeio aleatório. Taylor (1980, 1982), usando vários procedimentos estatísticos, testou o passeio aleatório incluindo um parâmetro de tendência, rejeitando-o para o mercado de *commodities* de Londres. Entretanto, Allen e Som (1987) testaram a hipótese de eficiência semi-forte no mercado de borracha de Londres, aceitando-a.

De forma análoga, Garcia, Hudson e Waller (1988) estimaram que os preços dos mercados futuros agropecuários eram eficientes, em particular os preços dos grãos e produtos estocáveis, podendo ser usados como bons previsores, apesar dos vieses. Similarmente, Otto (2010) usou o passeio aleatório para testar eficiência do mercado futuro de metais de Londres, registrando que os preços apresentavam eficiência semi-fracas.

Entretanto, Rausser e Carter (1983) avaliaram a HEM para os preços futuros do complexo de soja usando previsões de séries temporais, negando-a. Também Johnson et al. (1990) avaliando a eficiência dos mercados futuros do complexo de soja com o uso de regras de filtragem, rejeitaram o passeio aleatório. Atribuíram os resultados às restrições e fundamentos econômicos existentes na indústria.

Algumas pesquisas aplicaram a análise espectral para testar a eficiência e outras características dos mercados de *commodities*, enquanto outras empregaram regras de filtragem. Poucas, porém, combinaram as duas metodologias. Para ilustrar o uso da análise espectral, Rausser e Cargill (1970) identificaram ciclos no mercado de carne de frango, atribuindo-os às características da indústria, como melhorias tecnológicas, crescimento de mercado e integração vertical, existindo também sazonalidade.

De forma análoga, Hartman (1974) empregou a análise espectral, identificando a existência de ciclos na produção de ovos. Praetz (1975) examinou os preços futuros do mercado de lã australiano, concluindo que descreviam ciclos. Recentemente, Wills-Johnson (2008), aplicando o método, identificou ciclos no mercado de derivados de petróleo da Austrália.

Da mesma maneira, Murphy (1987) aplicando análise espectral, estimou ciclos e padrões sazonais de preços futuros agropecuários, concluindo que o uso de contratos futuros agropecuários não contribuía para a diversificação de risco em portfólios, com baixa contribuição para o *hedge* sazonal. Também, Dawson (2009) usou o método para estimar os

padrões cíclicos de preços e produção de suínos na Grã-Bretanha, identificando a existência de ciclos anuais e sazonais.

Por outro lado, alguns autores usaram regras de filtragem para testar a HEM nos mercados futuros de *commodities*. Como exemplo, Peterson e Leuthold (1974) empregaram regras de filtragem nos preços futuros de suínos, rejeitando a hipótese. Também, Cargill e Rausser (1975) aplicaram testes estatísticos e regras de filtragem para avaliar a HEM, concluindo que o modelo de passeio aleatório não explicava o comportamento dos preços futuros de *commodities*.

As regras de filtragem também podem ser usadas para avaliar estratégias operacionais nos mercados futuros de *commodities*. Irwin e Uhrig (1984) aplicando sistemas operacionais (*trading systems*) com base em indicadores de análise técnica, em séries de preços futuros agropecuários no período 1960 a 1983, registraram lucratividade. Park e Irwin (2004, 2007) concluíram que a aplicação de regras simples de análise técnica em séries de preços futuros agropecuários apontou lucratividade até o início dos anos 90.

Em adição, Miffre e Rallis (2007) investigaram o uso de regras de análise técnica em estratégias operacionais nos mercados futuros de *commodities*, identificando resultados financeiros positivos. No entanto, Marshall, Cahan e Cahan (2008) avaliando várias regras operacionais em contratos futuros de *commodities*, apontaram resultados agregados negativos. Porém, Yen e Hsu (2010), analisando sistemas operacionais aplicados em preços futuros de *commodities* e financeiros, estimaram resultados conflitantes.

Nesse sentido, observa-se que Leuthold (1972) usou a análise espectral em conjunto com regras de filtragem nos mercados futuros de *commodities* agropecuárias, rejeitando a ocorrência de passeio aleatório e da HEM nos preços futuros de boi gordo. Identificou a possibilidade de arbitragem e padrões de lucratividade em operações com contratos futuros da *commodity*.

Assim, pode-se concluir que o teste da eficiência semi-forte de mercado (HEM) em mercados futuros de *commodities*, combinando a análise espectral e regras de filtragem, pode produzir ganhos positivos ao identificar os ciclos de produção e preços. A existência de ciclos nos preços traduz-se em possibilidade de arbitragem empregando regras operacionais factíveis, Resultando em lucratividade. Apesar disso, a metodologia é pouco explorada para avaliar os preços futuros de *commodities* agropecuárias.

No caso do Brasil, poucos estudos abordaram a identificação de padrões nos preços de *commodities* agropecuárias usando análise espectral. Por exemplo, Lamounier (2007) avaliou a existência de tendência, ciclo e sazonalidade nos preços do café *spot* em Nova Iorque, concluindo que a tendência registrava componente determinístico e estocástico, existindo também ciclo sazonal estocástico.

Também, Tosto, Rosado e Fernandes (2004), aplicando análise espectral aos preços da borracha natural, distinguiram a existência de ciclos definidos de produção e preços de dez e doze anos, respectivamente. Entretanto, inexistem estudos específicos combinando as técnicas de análise espectral e regras de filtragem em mercados a vista e futuros agropecuários brasileiros.

## **2.5 Previsões de volatilidade realizada dos mercados futuros**

Em períodos recentes, registrou-se forte elevação do risco operacional e financeiro, em particular dos preços dos produtos agropecuários finais. Tal fato ilustrou a necessidade de proteger as margens operacionais com trava dos preços de compra de *inputs*, como sementes, adubos e produtos químicos, e dos preços de venda da produção, com operações de *hedge* de risco de preços usando-se os mercados futuros e de opções (BOEHLJE; GLOY, 2011).

Também, usa-se a previsão de volatilidade como parâmetro de modelos de avaliação de risco. Como exemplo, a modelagem *Value-at-Risk (VaR)* para *commodities* agropecuárias aplica a volatilidade como uma das variáveis explicativas (MANFREDO; LEUTHOLD, 2001). Em adição, a volatilidade implícita é amplamente empregada para previsões da volatilidade realizada, com resultados distintos quanto ao grau de eficiência preditiva.

Nesse aspecto, diversos autores pesquisaram a eficiência de previsões da volatilidade implícita de opções. Entretanto, não existe consenso sobre o método mais eficiente, havendo conclusões distintas. A diferença entre as eficiências preditivas pode ser atribuída às assimetrias derivadas da família do modelo de Black e Scholes (1973), o período de análise e as características das *commodities* agropecuárias, dentre outros fatores.

Em particular, a prática de mercado para administração de risco generalizou o uso da volatilidade implícita de opções de *commodities* agropecuárias para previsões da volatilidade realizada no mercado a vista. Tal fato pode ser atribuído à disponibilidade imediata de

informações no mercado de opções, obtidas a baixo custo e ininterruptamente, auxiliando a obtenção de *inputs* informacionais com baixa relação custo-benefício para aplicar na gestão de risco empresarial. Porém é necessário avaliar a qualidade das informações usadas para as previsões de volatilidade.

Examinando o valor de previsões mais eficientes para preços e volatilidade, Adam, Garcia e Hauser (1996), com o uso de modelagem de utilidade esperada para produtores de suínos, concluíram que as decisões dos produtores baseavam-se em diversas combinações de contratos futuros e opções de compra e de venda, cujos preços sinalizavam previsões de mercado sobre a volatilidade e os preços futuros. Ainda, as informações mais eficientes sobre a volatilidade possuíam maior valor para os *hedgers*.

Figlewski (1997) avaliou a eficiência da volatilidade implícita para prever a volatilidade realizada de diversos ativos. Comparando as previsões, concluiu que a volatilidade implícita dominava estatisticamente a volatilidade histórica. Entretanto, não significava que as previsões da volatilidade implícita eram mais precisas ou um parâmetro melhor para aplicar em modelos de precificação de opções, o que poderia ser medido pelo viés preditivo. Também, os efeitos dos *spreads* de compra e venda das opções e ativo subjacente, a falta de sincronização dos preços e os custos de transação afetavam a microestrutura do mercado de opções.

Empregando séries temporais, modelos ARCH e de volatilidade estocástica Andersen e Bollerslev (1998) identificaram boas previsões da volatilidade realizada futura. Em contraste, Jorion (1995) concluiu que as previsões com a volatilidade implícita de taxas cambiais geravam melhores previsões do que os modelos de séries temporais. Christensen e Prabhala (1998) reexaminaram os resultados das previsões de volatilidade implícita do índice S&P 100, apontando menor viés preditivo do que o registrado em estudos anteriores. O resultado poderia ser atribuído ao uso de uma série de tempo com maior número de observações não superpostas.

Recentemente, Glasserman e Wu (2011), usando opções sobre futuros cambiais, compararam as características da volatilidade implícita futura usando o arcabouço de volatilidade estocástica. Identificaram que as opções possuíam diferentes graus de informações sobre os preços futuros que podiam ser extraídas pela volatilidade implícita.

Fackler e King (1990) avaliaram os retornos das opções de milho, soja, boi gordo e suínos da CBOT. Concluíram que os prêmios das opções podiam ser usados para obter informações sobre a distribuição probabilística dos preços, com baixo custo e atualização contínua. Contudo, os diferentes tipos de produto registravam diferentes graus de eficiência preditiva.

De forma análoga, examinando a volatilidade implícita de opções com vencimento próximo de contratos futuros de milho, soja e trigo, Simon (2002) registrou a ocorrência de robustez preditiva relevante. Além disso, a volatilidade implícita dos grãos englobava a informação fora da amostra de previsões de volatilidade sazonal. Tal fato poderia ser aplicado em estratégias operacionais com resultados financeiros positivos.

Também, Egelkraut e Garcia (2006) comparam as previsões da volatilidade futura entre a volatilidade implícita, modelos ARCH, volatilidade histórica imediata, média móvel de três anos e um índice composto, para diversos produtos agropecuários em vencimentos distintos. Concluíram que existia eficiência preditiva não viesada para alguns produtos influenciada pelo menor espaço de tempo e distribuição espacial, diminuindo o grau associado de risco e incerteza da *commodity*. Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), usando o conteúdo informacional da estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de milho do CME GROUP, avaliaram a eficiência preditiva, concluindo que eram eficientes. No curto prazo as previsões eram não-viesadas e, para prazos mais longos, previam a direção e magnitude da volatilidade futura.

Poteshman (2000) investigou as previsões de variância futura de opções do índice S&P 500. Concluiu que as previsões eram viesadas devido à ausência de alternativas de arbitragem e de estratégias para os formadores de mercado lucrar com os *spreads* de compra e venda. Entretanto, grande parte do viés poderia ser eliminada pelo uso de dados de alta frequência e de modelo de precificação com valores não-nulos para o preço de mercado do risco de variância e dos erros de inovação dos preços no nível.

De forma similar, Christoffersen e Diebold (2000) estimaram a previsibilidade da volatilidade dos retornos em diversos horizontes, sem aplicar nenhuma modelagem, nos mercados de ações, de taxas de câmbio e de títulos, num horizonte entre um e vinte pregões. Concluíram que se o horizonte temporal fosse superior a dez ou vinte dias, dependendo do ativo, as previsões de volatilidade eram pouco eficientes e podiam ser melhoradas com o

intervalo temporal da amostra, o uso dados de alta frequência e a adoção de métrica da volatilidade realizada.

Nesse sentido, Hayenga, Jiang e Lence (1996) apontaram que as previsões de volatilidade eram úteis para a análise e a administração de risco das cadeias de carne bovina e suína. A identificação de fatores explicativos para os preços a vista e futuros das cadeias de carnes melhoravam o ajuste dos modelos de previsão de preços.

Com relação à eficiência e existência de vieses nas previsões de volatilidade implícita de opções agropecuárias, Manfredo, Leuthold e Irwin (2001), analisaram o desempenho de métodos alternativos de previsão de volatilidade para os preços a vista de boi gordo, boi magro e milho. O exame dos modelos de volatilidade implícita de opções de contratos futuros, de séries temporais e de especificações compostas identificou que a eficiência de nenhum método isolado superava as demais, embora houvesse evidências de que os administradores de risco e extensionistas aplicavam métodos compostos com séries temporais e volatilidade implícita quando disponíveis.

Também, Manfredo e Sanders (2004) concluíram que a volatilidade implícita de opções de boi gordo era um previsor viesado e ineficiente, apesar de englobar as previsões de modelagem GARCH em períodos fora da amostra. Adicionalmente, apontaram ajustes baseados nos testes de viés e eficiência para melhorar a robustez de previsão da volatilidade implícita, auxiliando os administradores de risco da cadeia de carne bovina a tomarem decisões mais eficazes.

De forma análoga, Brittain, Garcia e Irwin (2011) examinaram retornos e previsões de volatilidade de preços de boi gordo e confinado. Destacaram que as volatilidades implícitas registraram previsões ineficientes, com viés de alta, embora superiores às previsões com modelo GARCH.

Nesse sentido, Wang, Fausti e Qasmi (2011) examinaram um indicador baseado na taxa de variância de *swaps* sintetizado a partir de opções de compra e venda de milho. Concluíram que o indicador era uma ferramenta de previsão da variância futura mais eficiente, englobando um conjunto maior de informações e gerando menos erros preditivos do que a volatilidade implícita e a modelagem GARCH.

Em particular, no Brasil existem poucos estudos sobre previsão de volatilidade a partir de opções agropecuárias. Aplicando a volatilidade implícita das opções de soja do CME GROUP para prever a volatilidade realizada de curto e longo prazo da soja de Mato Grosso, Souza, Marques e Martines-Filho (2010) concluíram que as previsões de curto prazo eram eficientes, existindo vieses e assimetrias nas previsões de longo prazo. Tonin (2009), analisando as opções de café da BM&F-BOVESPA, identificou melhores resultados preditivos da volatilidade implícita comparados à volatilidade histórica.

No seu conjunto, pode-se afirmar que as pesquisas sobre previsões de volatilidade implícita de opções agropecuárias expressaram resultados distintos. Entretanto, quando identificadas previsões viesadas e ineficientes, é possível ajustar os resultados para melhorar a eficácia preditiva, auxiliando a obtenção de informações estratégicas para os administradores de risco.

Em resumo, as pesquisas acadêmicas validam o uso dos mercados futuros para gerenciamento do risco dos preços agropecuários. Embora o risco dos preços agropecuários, as estratégias de *hedge*, a previsão de base e volatilidade e as operações especulativas sejam temas sistematicamente pesquisados na literatura internacional, no Brasil o conjunto de temas é inexplorado. Para o setor cafeeiro brasileiro, em especial, destacam-se poucas pesquisas aplicadas sobre as questões.

Nessa linha, a contribuição inédita deste estudo é avaliar o uso dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA para aumentar a eficiência do gerenciamento do risco de preços das regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR). Os resultados poderão servir como *inputs* estratégicos para os administradores de risco da cadeia de café do Brasil.



### 3 METODOLOGIA E DADOS

Descrevem-se as etapas metodológicas e dados usados na pesquisa, a qual se define por (BOOTH; COLOMB; WILLIAMS, 2008):

- i. quanto aos objetivos: exploratória, caracterizando uma população, fenômeno ou relações entre as variáveis com coletas de dados; delimitam-se técnicas, métodos, modelos, teorias, objetivos, termos, variáveis, hipóteses e questões de pesquisa;
- ii. quanto aos procedimentos: bibliográfica e experimental, baseada em referenciais teóricos publicados em documentos, realizada independentemente ou como parte da pesquisa descritiva ou experimental, estudando variáveis independentes;
- iii. abordagem da questão de pesquisa: qualitativa e quantitativa, coletando e examinando os dados para estimar o tema pesquisado.

#### 3.1 Análise do *Value-at-Risk* (VaR)

Pode-se avaliar o grau de risco de um ativo financeiro examinando-se a volatilidade dos retornos. A volatilidade pode ser calculada pelo desvio-padrão dos retornos, em diversas periodicidades, por exemplo, diária, semanal, mensal e anual (HULL, 2009).

Dessa forma, calcularam-se as volatilidades dos preços do café no Brasil e EUA aplicando abordagem análoga a Jorion (1995). Assim, definiu-se a volatilidade realizada como a raiz quadrada dos retornos médios quadráticos num horizonte temporal  $h$ :

$${}_t\sigma_{t+h} = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{j=1}^h R_{t+j}^2} \quad (1)$$

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (2)$$

onde:

${}_t\sigma_{t+h}$  = volatilidade realizada entre os períodos  $t$  e  $t+h$ ;

$R_t$  = retorno com capitalização contínua no período  $t$ ;

$P_t, P_{t-1}$  = preços a vista e futuros observados em  $t$  e  $t-1$ , respectivamente.

Aplicou-se a Equação (2) para os preços a vista diários do Brasil, calculando o retorno diário. A seguir, usando a Equação (1), em janelas móveis sucessivas de 21 dias úteis, calculou-se a volatilidade diária. O valor da volatilidade diária foi multiplicado por  $\sqrt{252}$ ,

obtendo-se o valor anual da volatilidade. Repetiu-se o cálculo por todo o período amostral, calculando-se a média total do período para descrever a volatilidade anual, conforme a Equação (3):

$$\bar{\sigma}_{0,T}^d = \sum_{i=1}^n \sigma_i \quad (3)$$

onde:

$\bar{\sigma}_{0,T}^d$  = volatilidade diária anualizada, média para o período amostral;

$\sigma_i$  = volatilidade diária anualizada, média de 21 dias úteis;

$i$  = janela móvel de 21 dias úteis;

$n$  = número de dias úteis do período amostral.

A seguir, calculou-se o preço médio diário do período, pela Equação (5):

$$\bar{P} = \sum_{k=1}^n p_k \quad (4)$$

onde:

$\bar{P}$  = preço médio diário agropecuário do período analisado;

$p_k$  = preço diário;

$k$  =  $k$ -ésimo dia útil do período amostral;

$n$  = número de dias úteis do período amostral.

Na próxima etapa, objetivando avaliar o impacto financeiro da volatilidade sobre os preços, calculou-se o *Value-at-Risk* (*VaR*) dos preços médios dados pela Equação (4), adaptando-se a abordagem de Manfredo e Leuthold (1999):

$$VaR_{\mu} = \bar{P} \alpha \sigma \quad (5)$$

onde:

$VaR_{\mu}$  = medida do *Value-at-Risk* (*VaR*) do preço agropecuário médio dado pela Equação (5); registra o valor da pior realização do preço médio em  $x$  por cento do tempo sob condições de normalidade do mercado, ou seja, o risco de queda;

$\bar{P}$  = preço médio, dado pela Equação (4);

$\alpha$  = valor associado a  $1-x$  da função de distribuição normal acumulada; empregou-se o valor de  $x = 5\%$ , expressando  $\alpha = 1,65$ , conforme Manfredo e Leuthold (1999);

$\sigma$  = volatilidade anual, dada pelas Equação (3).

Assim, a Equação (5) registrou o *VaR* anual dos preços médios das *commodities* agropecuárias brasileiras, ou seja, o risco de queda anual dos preços empregando-se o intervalo de confiança de 5%.

Portanto, o *VaR* dos preços anuais pode servir como *proxy* da medida do potencial de *hedge* do risco dos preços agropecuários do Brasil. Assim, como ferramenta de gestão de risco, o *VaR* poderia ser aplicado por agentes agropecuários para estimar o valor do potencial de perda econômico-financeira da posição no mercado físico sem a contrapartida com operação de *hedge* com contratos futuros e de opções, em períodos anual, mensal, semanal ou diário.

### 3.2 Análise da base

A subseção aponta as etapas usadas para analisar a volatilidade e a previsão da base do café semanal das regiões produtoras do Brasil.

#### 3.2.1 A volatilidade da base

A base,  $B_t$  pode ser definida como a diferença entre os preços dos mercados a vista e futuro (LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989):

$$B_t = S_t - F_t \quad (6)$$

onde:

$B_t$  = valor da base no período t;

$S_t$  = preço a vista no período t;

$F_t$  = preço futuro no período t.

Assim, calculou-se o risco de base usando o desvio-padrão de  $B_t$  para os mercados a vista de café em Mogiana (SP), Paulista (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR) em relação aos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA e da ICE:

$$\sigma_{B_t} = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{j=1}^h B_j} \quad (7)$$

onde:

$\sigma_{B_t}$  = risco absoluto de base; valor em US\$ da dispersão da base;

$B_j$  = base no período j.

A seguir, compararam-se os valores do risco de base entre os mercados futuros de café da BM&F-BOVESPA e ICE, identificando o menor valor do risco. Com base no mercado futuro de menor risco de base esquematizaram-se os cálculos subsequentes da pesquisa.

### 3.2.2 Previsão da base

A previsão de séries temporais estacionárias aplica a modelagem *ARMA* (*autoregressive-moving average*). Um modelo *ARMA* ( $p, q$ ), composto pela soma de um componente autoregressivo, *AR* ( $p$ ), e outro de média móvel, *MA* ( $q$ ), identifica-se por (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008):

$$\tilde{z}_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i \tilde{z}_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} \quad (8)$$

onde:

$\tilde{z}_t$  = modelo *ARMA* ( $p, q$ );

$$\sum_{i=1}^p \phi_i \tilde{z}_{t-i} = \text{modelo } AR(p);$$

$$\sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} = \text{modelo } MA(q).$$

Uma condição necessária para identificar o modelo associado ao processo estocástico da série temporal é a estacionariedade do modelo  $ARMA(p, q)$ . A estacionariedade de uma série temporal aponta que a média, a variância e as autocorrelações podem ser aproximadas por médias temporais suficientemente longas com base num único conjunto de observações. Usualmente testa-se a estacionariedade de uma série temporal aplicando um teste de raiz unitária, por exemplo *Augmented Dickey-Fuller – ADF* (DICKEY; FULLER, 1979). Rejeitada a hipótese de raiz unitária, pode-se identificar o modelo  $ARMA(p, q)$  aplicável para previsões, usando os critérios de parcimônia e eficiência preditiva (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Na pesquisa inicialmente testou-se a existência de raiz unitária das séries temporais da base em Planalto Paulista (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG) e Noroeste (PR). A seguir selecionaram-se os modelos  $ARMA(p, q)$  para a base nos mercados regionais usando-se como parâmetros de seleção os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) e o  $R^2$  ajustado (ENDERS, 2010). Por último, para avaliar a eficiência preditiva do modelo  $ARMA(p, q)$  calculou-se o erro quadrático médio das previsões dentro da amostra, conforme a Equação (9):

$$EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_{li}^2 \quad (9)$$

onde:

$EQM$  = erro quadrático médio;

$e_{li}$  = erro da  $i$ -ésima previsão;

$n$  = número de observações.

### 3.3 Análise das estratégias de hedge

Examinou-se a efetividade de estratégias de *hedge* do risco dos preços do café do Brasil usando os contratos futuros da BM&F-BOVESPA em quatro etapas. A primeira foi a construção de portfólios sintéticos bivariados com posições a vista e futuras. Na segunda calculou-se a efetividade do *hedge* simples (*naïve*). A seguir, investigou-se a efetividade do *hedge* estático de variância mínima. Por último, registrou-se a efetividade do *hedge* dinâmico pelo modelo GARCH-BEKK, comparando-se as efetividades dos modelos de *hedge* avaliados.

#### 3.3.1 Construção de portfólios sintéticos com posições a vista e futuras

Para analisar a efetividade de *hedge*, examinaram-se portfólios sintéticos compostos de dois ativos, a posição a vista e em contratos futuros de café. Conforme Leuthold, Junkus e Cordier (1989), o retorno esperado de um portfólio de dois ativos, com posições nos mercados a vista e futuros, pode ser expresso pela Equação (10):

$$E(\tilde{R}_p) = X_s E(\tilde{R}_s) + X_f E(\tilde{R}_f) \quad (10)$$

onde:

$X_s$  = valor da posição a vista;

$X_f$  = valor da posição em futuros;

$E(\tilde{R}_s)$  = retorno esperado da posição a vista, ou seja, a diferença entre os preços a vista no momento inicial e a data de vencimento dos contratos futuros;

$E(\tilde{R}_f)$  = retorno esperado da posição com contratos futuros, ou seja, a diferença entre os preços futuros no momento inicial e a data de vencimento dos contratos futuros

O risco financeiro de carregamento das posições pode ser expresso como a variância total do retorno do portfólio sintético,  $V(\tilde{R}_p)$ :

$$V(\tilde{R}_p) = X_s^2 \sigma_s^2 + X_f^2 \sigma_f^2 + 2X_s X_f \sigma_{sf} \quad (11)$$

onde:

$\sigma_s^2$  = variância dos retornos a vista (variação de preço);

$\sigma_f^2$  = variância dos retornos futuros (variação de preço);

$\sigma_{sf}$  = covariância entre as variações dos preços a vista e futuros (retornos).

As flutuações entre os preços a vista e futuros são em geral correlacionadas positivamente. Assim o componente de *hedge* do portfólio sintético total registra uma posição contrária no mercado futuro à do mercado a vista. Exemplificadamente, uma posição comprada no mercado a vista tem contrapartida de venda no mercado futuro e vice-versa. O componente de *hedge* identifica o risco mínimo do portfólio sintético, independentemente do retorno esperado.

Assim, avaliaram-se os mercados a vista de café de Planalto Paulista (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG) e Noroeste (PR) e o mercado futuro da BM&F-BOVESPA. Dessa forma, calculou-se a efetividade dos portfólios sintéticos bivariados com posições de *hedge*, comparando-se a efetividade, ou seja, o grau de redução da variância dos retornos.

Exemplificadamente comparou-se a efetividade de *hedge* do portfólio de posição a vista em Cerrado (MG) e posição em contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, repetindo-se o cálculo, totalizando quatro portfólios e comparações de efetividade de modelo de *hedge* usado, sem *hedge*, *hedge* simples, *hedge* ótimo de mínima variância, estático e dinâmico.

Dessa maneira, para comparar a efetividade de *hedge*, analisaram-se quatro portfólios. O primeiro, sem *hedge*, equivale a uma posição nula em contratos futuros. A variância total do retorno do portfólio sem *hedge* serviu de parâmetro comparativo para a avaliação dos demais modelos de *hedge*.

### 3.3.2 O modelo de *hedge* simples (*naïve*)

O segundo modelo, de *hedge* simples (*naïve*) corresponde a uma posição em contratos futuros para cada posição a vista, ou seja, a posição futura iguala a posição a vista, em sentido contrário, sem variação temporal, implicando em  $X_s = -X_f = c$ , na Equação (12):

$$E(\tilde{R}_p) = c[E(\tilde{R}_s) - E(\tilde{R}_f)] \quad (12)$$

Assim, a estratégia de *hedge* simples (*naïve*) equivale à exposição exclusiva ao risco de base. Para o portfólio sintético com *hedge* simples (*naïve*) tem-se que a variância total será dada pela Equação (13):

$$V(\tilde{R}_p) = c^2[\sigma_s^2 + \sigma_f^2 - 2\sigma_{sf}] \quad (13)$$

A Equação (13) registra a variância total do portfólio sintético com *hedge* simples, idêntica a variância da base.

### 3.3.3 O modelo de *hedge* ótimo de mínima variância estático

Conforme Leuthold, Junkus e Cordier (1989), a partir da minimização da Equação (11) em relação a  $X_f$ , obtém-se a taxa de *hedge* de risco mínimo,  $X_f^*$ , definida por:

$$X_f^* = -X_s \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (14)$$

Expressando a Equação (14) em termos relativizados, toma-se  $X_s = 1$  e  $\beta = -X_f/X_s$ . Assim,  $\beta^*$ , o *hedge* ótimo, de variância mínima, pode ser expresso como:

$$\beta^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (15)$$

O valor de  $\beta^*$  pode ser estimado pela regressão:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t \quad (16)$$

onde:

$S_t$  = preços no mercado a vista;

$F_t$  = preços no mercado futuro;

$\alpha, \beta$  = parâmetros a estimar;

$\Delta$  = primeira diferença dos preços.

Assim, o risco mínimo obtido é a variância do portfólio sintético quando  $\beta = \beta^*$ . As Equações (15) e (16) possibilitam o cálculo do *hedge* de variância mínima,  $\beta^*$ , amplamente usado, de forma fácil e acessível.

Entretanto, aponta-se que  $\beta^*$  registra um valor fixo e constante para a posição de *hedge* em contratos futuros, embora a estrutura de variâncias e covariâncias possa se alterar ao longo do tempo, impactando o valor do *hedge* ótimo, de variância mínima, dado pela Equação 15. Assim, para examinar a efetividade do *hedge* num contexto temporal dinâmico aplicam-se os modelos de *hedge* dinâmico.

### 3.3.4 O modelo GARCH/BEKK de *hedge* ótimo de mínima variância dinâmico

As variâncias das séries de preços agropecuários não registram valores constantes ao longo do tempo, apresentando agrupamento de volatilidades (MCKENZIE; HOLT, 2002). Portanto, qualquer estimativa realista de taxas de *hedge* para séries de preços agropecuários deve examinar a propriedade estatística. Assim, usou-se o teste de White (1980) nas séries de preços a vista e futuros do café do Brasil para identificar a presença de heterocedasticia, apontando o agrupamento de volatilidade dos preços.

Em seguida, para calcular as taxas de *hedge* num contexto temporal dinâmico, com agrupamento de volatilidade, usam-se os modelos da família *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastidity* - GARCH. As especificações da modelagem GARCH calculam a previsão da variância condicional como uma média ponderada da variância média de longo prazo, da previsão atual e do novo conjunto informacional para o período presente capturado pelo erro quadrado mais recente (BOLLERSLEV, 1986; ENGLE, 2001).

Os modelos da família GARCH são largamente usados na literatura financeira e de preços agropecuários. Uma das abordagens mais aplicadas para cálculo de taxas de *hedge* dinâmico é o modelo GARCH-BEKK (ENGLE; KRONER, 1995). O modelo GARCH-BEKK é um modelo multiVaRiado, no qual a matriz de coVaRiâncias condicionais  $H_t$ , dado o conjunto informacional disponível no período  $t$ , pode ser expressa por:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} \nu_t, \quad (17)$$

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q A'_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_i + \sum_{j=1}^p B'_j H_{t-j} B_j \quad (18)$$

onde  $C, A, B$  são matrizes ( $k \times k$ ) de parâmetros, com  $k = 2$  no caso bivariado,  $C$  é uma matriz triangular superior,  $p$  e  $q$  são as ordens do modelo e  $k$  é o número de séries usadas.

O modelo GARCH-BEKK possui uma particularidade na especificação, as configurações generalizadas, que permitem impactos cruzados entre as variâncias e covariâncias das *VaRiáveis*, sem necessitar estimar um grande número de parâmetros, ou seja, é mais parcimonioso do que outros modelos dinâmicos da família GARCH. Assim, para o modelo GARCH-BEKK, a taxa de *hedge* dinâmico ótimo pode ser calculado pela Equação (19):

$$\beta^*_t = Cov(\Delta S_t, \Delta F_t | \Omega_{t-1}) / Var(\Delta F_t | \Omega_{t-1}) \quad (19)$$

onde:

$\beta^*_t$  é a taxa de *hedge* dinâmico (ótimo);

$S$  = preços no mercado a vista;

$F$  = preços no mercado futuro;

$\Delta$  = primeira diferença dos preços;

$\Omega_{t-1}$  = conjunto informacional no período t-1.

O modelo GARCH-BEKK calcula um vetor de taxas ótimas de *hedge* empregando a matriz de covariância condicional  $H_t$ :

$$\beta^*_t = h_{21,t} / h_{22,t} \quad (\text{Eq. 20})$$

onde  $h_{ij,t}$  é o elemento da *i-ésima* linha e *j-ésima* coluna da matriz de *coVaRiância* condicional,  $H_t$ . Assim, num modelo bivariado, a taxa de *hedge* ótimo,  $\beta^*_t$ , dadas as series de preços a vista e futuros, pode ser calculado com  $H_t$  e a sua representação matricial será:

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

### 3.3.5 Cálculo da efetividade de *hedge*

A medida de efetividade de *hedge*,  $E^*$ , é definida como o percentual de redução da *VaR*ância do portfólio sintético (LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989), ou seja:

$$E^* = \frac{Var(S) - Var(R^*)}{Var(S)} = 1 - \frac{Var(R^*)}{Var(S)} \quad (21)$$

onde:

$Var(R^*)$  = variância do portfólio sintético de risco mínimo, com *hedge* de variância mínima ou dinâmico;

$Var(S)$  = variância do portfólio sem *hedge*.

Dessa forma, supondo  $X_s = 1$  e substituindo a Equação (15) na Equação (11), obtém-se a variância do portfólio sintético com posição de *hedge* ótimo, de variância mínima ou dinâmico:

$$Var(R^*) = \sigma_s^2 - \frac{\sigma_{sf}^2}{\sigma_f^2} \quad (22)$$

Substituindo a Equação (22) na Equação (21):

$$E^* = \frac{\sigma_{sf}^2}{\sigma_s^2 \sigma_f^2} \quad (23)$$

Assim, a Equação (23) aponta a medida de efetividade de *hedge*,  $E^*$ , que é o próprio coeficiente de determinação ou  $R^2$ , da regressão expressa pela Equação (16). Dessa maneira, a efetividade de *hedge* registra a redução da variância do portfólio sintético com posição de *hedge* como proporção da variância total da posição sem *hedge*.

## 3.4 A análise espectral e regras de filtragem para identificar o potencial de operações especulativas

Nesta subseção descrevem-se os modelos de passeio aleatório, a metodologia de análise espectral e regras de filtragem usados para identificar o potencial de operações especulativas com os preços futuros diários de café da BM&F-BOVESPA.

### 3.4.1 Modelo de passeio aleatório

O processo estocástico de passeio aleatório é definido por:

$$X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t \quad (24)$$

onde:

$X_t$  = série de preços, em valores discretos;

$\varepsilon_t$  = variável aleatória com média zero, não-correlacionada com  $\varepsilon_{t-k}$ , para todo  $k \neq 0$ . A variável  $\varepsilon_t$  denomina-se ruído branco.

Objetivou-se testar a HEM na série de preços dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, supondo comportarem-se como uma sequência randômica no tempo, sendo o valor de cada período igual ao valor anterior da série, ou seja, idêntico a um processo de passeio aleatório. Para o teste aplicou-se a análise espectral, por ser um instrumental estatístico robusto, indicando a aleatoriedade da série temporal, ao construir intervalos de confiança para os valores estimados, conforme Rausser e Cargill (1970) e Leuthold (1972).

Em adição, o modelo de passeio aleatório dado pela Equação (24) pode ser aplicado para testar a hipótese de eficiência semi-forte (HEM) de mercado, pois a hipótese implica em não existência de relação sistemática entre os erros de previsão dos preços atuais de determinada *commodity* e os erros passados da própria *commodity* ou de outras (GOSS, 1983).

### 3.4.2 Análise espectral

O método de análise espectral decompõe uma série temporal estacionária em componentes individuais associados a frequências ou períodos. A estacionariedade da série temporal é de segunda ordem, ou seja, o primeiro e segundo momentos do processo estocástico associado não são funções do tempo. A frequência indica o número de ciclos por unidade de tempo necessário para ocorrer um ciclo completo. Por exemplo, uma frequência de 0,10 ciclos mensais possui um período de 10 meses.

Assim, a decomposição espectral de uma série temporal univariada gera a função de densidade espectral ou autoespectro sobre um intervalo de frequência  $(0, \pi)$ , medindo a

importância relativa de cada intervalo em termos da contribuição para a variância total da série temporal. Tal função denomina-se espectro de variância, pois essencialmente analisa a variância de uma série temporal em termos da sua frequência.

A função densidade de potência baseia-se numa transformada de Fourier da autocovariância de uma série estacionária ( $X_t$ ,  $t = 1, \dots, n$ ), aproximada por:

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{t=-\infty}^{\infty} \gamma(t) \cos \omega t \quad (25)$$

onde  $\gamma(t)$  indica a função de autocovariância.

Se um componente de frequência é relevante, o espectro exibirá um pico relativo nesse ponto. Dessa forma, a função de densidade espectral facilita a análise e simplifica a identificação de comportamentos variáveis ao longo do tempo. Adicionalmente, possui propriedades amostrais mais simples do que os modelos no domínio temporal (RAUSSER; CARGILL, 1970).

Antes da transformação da representação de uma série temporal de um domínio de tempo para um de frequência, especifica-se uma função de pesos para ser aplicada à função de autocovariância. A janela de *lags* de Parzen é geralmente utilizada em procedimentos de estimação. Os pesos são da forma (KOOPMANS, 1995; LEUTHOLD, 1972):

$$W(k) = \begin{cases} 1 - \frac{6k^2}{m^2} \left(1 - \frac{k}{m}\right), & 0 \leq k \leq \frac{m}{2} \\ 2 \left(1 - \frac{k}{m}\right)^3, & \frac{m}{2} < k \leq m \end{cases} \quad (26)$$

onde:  $m$  = número de lags;  $k$  = intervalo de tempo entre os termos da função de autocovariância.

A aplicação dos pesos da Equação (26) na Equação (25) gera a função transformada necessária, ou seja, a autocovariância ponderada. A utilização dos pesos cria estimativas consistentes da função densidade de potência. Dessa maneira, ao invés de se estimar a potência associada a uma frequência precisa, a transformação obtém a estimativa da potência

média centrada na frequência analisada. Tal fato equivale estatisticamente a obter a média em todo o periodograma.

Além disso, os pesos de Parzen são preferíveis a outros procedimentos de ponderação pois permitem uma fuga espectral menor entre faixas de frequência, geram apenas estimativas positivas da densidade espectral e permitem maiores graus de liberdade.

As estimativas espectrais comportam-se como variáveis aleatórias para as quais se calculam testes de significância. Antes de obter os testes para os picos relativos, o espectro é normalizado subtraindo-se a média e dividindo pela variância da série, gerando um valor teórico para a função de autocovariância do ruído branco, avaliada pela função de densidade espectral, considerada como uma série de variáveis aleatórias independentes e normalmente distribuídas, igual a 1,0.

Em seguida, aplica-se o teste de significância dos picos relativos criando-se intervalos de confiança para variáveis aleatórias independentes e normalmente distribuídas, conforme a expressão:

$$\Pr \left[ \chi^2_{\alpha}(v) \leq \frac{v \hat{f}(\varpi)}{f(\varpi)} \leq \chi^2_{1-\alpha}(v) \right] = 1 - 2\alpha \quad (27)$$

onde:

$\chi^2(v)$  = valores padrões da distribuição qui-quadrado;

$v = 3,71$  n/m, são os graus de liberdade equivalente (KOOPMANS; 1995);

$\hat{f}(\varpi)$  = a estimativa do espectro da série; e,

$f(\varpi) = 1,0$ .

Um pico que ocorra fora do intervalo de confiança da série, p. ex., 95%, é julgado significativamente diferente de passeio aleatório no nível de 95% de confiança. Tal pico representa um componente relevante da frequência da série temporal.

Assim, a existência de picos fora do intervalo de confiança rejeita a hipótese dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA seguirem o modelo de passeio aleatório. Adicionalmente, a rejeição da hipótese de passeio aleatório rejeita a hipótese de eficiência semi-forte de mercado dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA (RAUSSER; CARGILL, 1970; LEUTHOLD, 1972; PRAETZ, 1979; GOSS, 1983).

Entretanto, a estimação da função densidade espectral de series temporais econômicas com tendência acentuada pode resultar em fuga espectral nas frequências baixas. Assim, necessita-se identificar a existência de tendência forte com teste de raiz unitária e aplicar um procedimento para pré-branqueamento das séries (GRANGER, 1966).

Especificamente para os preços do café da BM&F-BOVESPA aplicou-se o teste de raiz unitária *Augmented Dickey Fuller – ADF* (DICKEY; FULLER, 1979) para os intervalos temporais analisados das séries em nível. Caso não rejeitada a hipótese da existência de raiz unitária das séries em nível, aplicou-se o pré-branqueamento das séries usando as primeiras diferenças para calcular a função densidade espectral, analogamente a Leuthold (1972) para os preços futuros de boi gordo dos EUA.

### **3.4.3 Regras de filtragem**

As regras operacionais mecânicas, denominadas de regras de filtragem ou filtros, são modelos de simulação que avaliam a existência de dependência não linear nos preços de ativos financeiros e de *commodities*. Vários operadores profissionais de mercado, especialmente grafistas, afirmam que existem padrões não lineares e dependência nos preços, gerando a possibilidade de ganhos especulativos, apesar dos resultados estatísticos indicarem aleatoriedade.

A aplicação das regras de filtro mecânicas sobre os preços futuros de *commodities* superam alguns problemas encontrados em estudos sobre o mercado acionário. Por exemplo, as regras são aplicadas diretamente sobre os preços, ao invés de índices. Também, inexistem dividendos distribuídos para *commodities*, como são para as ações, eliminando dessa forma as fontes de vieses potenciais. A questão de determinação das probabilidades de ocorrência em resultados similares, entretanto, não pode ser feita (LEUTHOLD, 1972).

Dessa maneira, as regras de filtragem empregadas neste estudo foram: se o preço de diário de um contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA aumentou pelo menos  $x$  por cento em relação ao mínimo da operação anterior, ocorreu uma compra, carregando-se a posição até que o preço diminua ao menos  $x$  por cento em relação ao valor máximo subsequente. Neste momento, simultaneamente vendeu-se, revertendo a operação anterior.

Manteve-se a posição de venda até que o preço de diário aumentasse ao menos  $x$  por cento acima do valor mínimo realizado em sequência, ocorrendo reversão da posição, operando-se uma nova compra. Posicionou-se continuamente no mercado, na compra ou venda, dependendo do sinal identificado pela regra de filtragem.

Aplicou-se a regra de filtragem ao mesmo conjunto de dados usados para a análise espectral, ou seja, a série contínua dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA. A regra baseou-se em diversos valores para  $x$ , a variação percentual dos preços, entre 2, 4, 5, 7 e 10%, respectivamente. Fez-se a rolagem dos contratos no dia anterior ao vencimento, registrando uma série contínua dos preços futuros de ajuste do grão.

Também, as operações efetuaram-se ao preço do dia que disparou a decisão com base na regra de filtragem, ao invés do preço correspondendo ao valor percentual exato de variação dado pela regra em relação ao preço inicial. Carregaram-se as posições de compra e venda até o dia de reversão das operações ao preço sinalizado pela regra.

A seguir, para o cálculo do resultado financeiro, deduziram-se as comissões e taxas cobradas pela BM&F-BOVESPA do valor bruto de cada operação de compra e venda, equivalentes a aproximadamente 0,32% por negócio. Entretanto, para simplificar a análise, desconsideraram-se os depósitos e chamadas de margem, bem como o custo de oportunidade.

Avaliou-se o retorno financeiro líquido de cada período somando-se os resultados individuais das operações realizadas nos subperíodos. Também, calculou-se o percentual de acertos, estimado pelo número total de retornos positivo dividido pelo número total de retornos em cada período.

### **3.5 Modelos de previsão de volatilidade realizada**

Segundo Fama (1970) os preços em mercados líquidos registram todas as informações relevantes para a precificação dos ativos que é disponível publicamente nos mercados. Assim,

a informação necessária para a precificação de opções é a volatilidade, que não está explícita nos preços do ativo subjacente. Para analisar a volatilidade realizada de curto prazo dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, com base na volatilidade implícita das opções, inicialmente examinaram-se os volumes negociados nos pregões diários da bolsa. Entretanto, o baixíssimo volume de negócios com opções de café na BM&F-BOVESPA impossibilita a obtenção de parâmetros de precificação eficientes (BM&F-BOVESPA, 2013).

Portanto, usaram-se modelos alternativos de previsão da volatilidade, testando-se a eficiência preditiva. O horizonte temporal foi de uma semana à frente, tomando por referência as quartas-feiras, conforme a metodologia de Manfredo, Leuthold e Irwin (2001). Os autores concluíram que este horizonte temporal registra informações de mercado estratégicas para os agentes da cadeia produtiva de carne bovina.

Entretanto, segundo Andersen e Bollerslev (1998), a volatilidade realizada efetiva não é um parâmetro diretamente observável. Em conseqüência, necessitou-se definir uma *proxy*, dada pelas Equações (1) e (2), adotando abordagem análoga a Jorion (1995), que definiu a volatilidade realizada como a raiz quadrada dos retornos médios quadráticos num horizonte temporal  $h$ :

$${}_t\sigma_{t+h} = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{j=1}^h R_{t+j}^2} \quad (28)$$

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (29)$$

onde:

${}_t\sigma_{t+h}$  = volatilidade realizada;

$R_t$  = retorno com composição contínua;

$P_t, P_{t-1}$  = preços futuros observados em  $t$  e  $t-1$ , respectivamente.

Como objetivou-se calcular a volatilidade realizada no intervalo de uma semana, a Equação (28) reduziu-se a:

$${}_t\sigma_{t+1} = \sqrt{R_{t+1}^2} \quad (30)$$

Além disso, para o cálculo da volatilidade realizada usou-se a série contínua dos preços dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA com vencimento mais próximo, conforme Brittain, Garcia e Irwin (2011).

Aplicou-se a Equação (30) como *proxy* da volatilidade realizada, comparando-se o resultado com as previsões de volatilidade no horizonte de uma semana. O resultado da Equação (30) foi multiplicado por  $\sqrt{52}$ , traduzindo a volatilidade semanal anualizada.

A seguir, usaram-se a avaliação simples (*naïve*), a média móvel de quatro semanas e o modelo de curto prazo GARCH (1, 1)<sub>t</sub>, para a previsão da volatilidade semanal futura dos preços do café da BM&F-BOVESPA adaptando a abordagem de Manfredo, Leuthold e Irwin (2001) conforme as Equações (31), (32) e (33):

$${}_t\hat{\sigma}_{t+1,j} = \sqrt{R_{t-1}^2} \quad (31)$$

onde  ${}_t\hat{\sigma}_{t+1,j}$  é a previsão de volatilidade simples do período  $t+1$ , com horizonte de uma semana passada, para a previsão da volatilidade simples dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA.

$${}_t\hat{\sigma}_{t+1,j} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{j=0}^{T-1} R_{t-j,i}^2} \quad (32)$$

onde:

${}_t\hat{\sigma}_{t+1,j}$  = previsão da volatilidade do próximo período, semanal, para a *commodity*  $i$ ;

$T$  = número de retornos quadrados passados usados na previsão;

$R_{t,i}^2$  = retorno realizado na semana  $t$  para a *commodity*  $i$ ;

O retorno médio da série tem média zero. Usou-se o período de quatro semanas anteriores, com  $T = 4$ , para a previsão da volatilidade histórica dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA.

$$\sigma_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta_1 \sigma_t^2 \quad (33)$$

onde:

$\sigma_{h+1}^2$  = previsão da volatilidade uma semana a frente, pelo modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub>;

$a_t = R_t - \mu_t =$  inovação no período  $t$ .

Justifica-se o uso do modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub> pela possibilidade de expressar a não normalidade dos parâmetros de volatilidade dos preços de commodities agropecuárias (BRITTAIN; GARCIA; IRWIN, 2011).

A seguir analisou-se desempenho das previsões de curto prazo, avaliando a robustez, o viés e a eficiência. Os resultados dos testes registraram o desempenho das previsões da volatilidade de curto prazo, *input* estratégico para auxiliar na gestão de risco de preços dos agentes da cadeia de carne brasileira com métricas de risco e tomadas de decisão melhor embasadas. Assim, testou-se a robustez das previsões de volatilidade aplicando a Equação (34), conforme Figlewski (1997) e Manfredo e Sanders (2004):

$$\sigma_{realizada,t} = \alpha + \beta\sigma_{VA,t} + \varepsilon_t \quad (34)$$

onde:

$\sigma_{realizada,t}$  = volatilidade realizada;

$\sigma_{VA,t}$  = volatilidade alternativa, a saber implícita, média móvel e simples.

A hipótese nula de ausência de viés da Equação (34) supõe que a média do erro de previsão é nula e que  $\sigma_{VI,t}$  não é correlacionada com o erro de previsão. A seguir, examinou-se o viés das previsões com a Equação (35), aplicando-se o procedimento de Manfredo e Sanders (2004):

$$e_t = (\sigma_t - \hat{\sigma}_t) = \gamma_1 + \mu_t \quad (35)$$

onde:

$e_t$  = erro da diferença entre as previsões da volatilidade realizada,  $\sigma_t$ , e da prevista,  $\hat{\sigma}_t$ .

A hipótese nula ( $H_0$ ) da Equação (35) é a ausência de viés,  $\gamma_1 = 0$ . A hipótese alternativa ( $H_a$ ) supõe que as previsões sistematicamente superestimam ou subestimam a volatilidade realizada se  $\gamma_1 < 0$  e  $\gamma_1 > 0$ , respectivamente

Em adição examinou-se a eficiência do tipo fraco das previsões, conforme Manfredo e Sanders (2004). Os autores consideraram que as previsões eram fracamente eficientes caso os

erros de previsão ( $e_t$ ) fossem ortogonais ao conjunto de informações e erros de previsão anteriores. O teste de eficiência fraca foi feito com regressão simples, Equação (36):

$$e_t = \alpha_1 + \beta \hat{\sigma}_t + v_t \quad (36)$$

onde as variáveis foram definidas na Equação (35).

Para ilustrar, a hipótese de eficiência fraca implica em  $\beta = 0$ , na Equação (36). Um  $\beta$  estatisticamente significativo implica que a volatilidade implícita não é um estimador eficiente e, portanto, não minimiza a variância dos erros de previsão. Além disso, um sinal negativo de  $\beta$  indica que a volatilidade implícita registra previsões com valores extremos, que resultam em erros elevados.

### 3.6 Dados

Usaram-se as séries de preços semanais de café em US\$/saca de 60 kgs:

- i. dos mercados a vista de Mogiana (SP), Paulista (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR); Fonte: Bloomberg (2013);
- ii. dos contratos de café futuro da ICE; Fonte: Bloomberg (2013);
- iii. dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA; Fonte: Bloomberg (2013).

O período analisado foi de 03.10.2005 a 24.09.2012, escolhido de forma não probabilística, por acessibilidade e conveniência. Justifica-se a escolha do período pela acessibilidade dos dados, bem como pela inclusão da crise financeira do *subprime* em 2008, alterando os níveis e volatilidade dos preços das commodities (EUROPEAN COMMISSION, 2010).

Em adição, para fins ilustrativos, resumem-se as principais características operacionais dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA e da ICE no Quadro 1, do Anexo.

Na próxima seção apontam-se os resultados, discutindo os pontos mais relevantes.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seção esquematiza os resultados das pesquisas, empregando o referencial da seção de metodologia e dados.

### 4.1 Análise do risco de preço do café nas regiões produtoras do Brasil

Registrou-se no Gráfico 1 as séries de preços diários a vista em Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) e preços futuros na BM&F-BOVESPA e ICE:

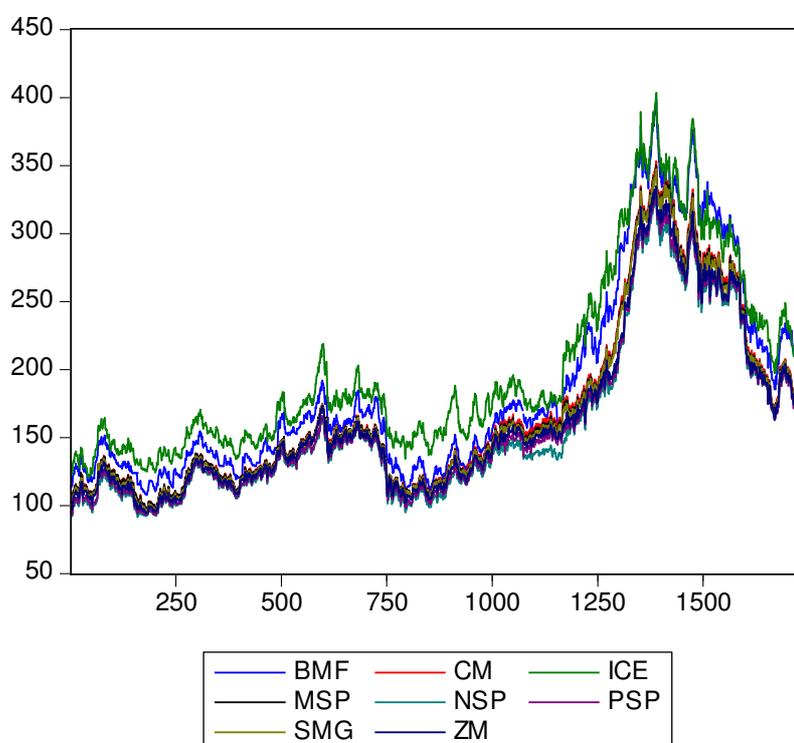


Gráfico 1 - Séries de preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Obs.: Planalto (SP) - PSP, Mogiana (SP) - MSP, Cerrado (MG) - CM, Zona da Mata (MG) - ZM, Sul de Minas (MG) - SMG, Noroeste (PR) - NSP e preços futuros na BM&F-BOVESPA - BMF e ICE – ICE.

A inspeção visual do Gráfico 1 identificou que as séries de preços registraram aproximadamente comportamento similar quanto à tendência e dinâmica. Ocorreu um pico em meados de 2008, com posterior acomodação. Também, os preços futuros da ICE apontaram os maiores valores.

A seguir, calcularam-se as estatísticas descritivas das séries de preços a vista diários em Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) e preços futuros na BM&F-BOVESPA e ICE, registradas na Tabela 1:

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries de preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs.

	BMF	CM	ICE	MSP	NSP	PSP	SMG	ZM
Média	186.7127	169.5456	200.5090	168.2840	157.5707	160.2774	166.8942	163.3276
Mediana	161.1000	150.4222	176.3292	149.2320	138.0960	142.7395	148.2435	146.0912
Máximo	398.2000	353.2419	403.3217	349.9651	327.6243	331.6314	347.4386	334.7495
Mínimo	107.0000	97.56478	120.0441	97.49498	91.44701	93.10391	96.08227	94.34386
Desvio-padrão	72.10821	63.53270	67.49033	62.84724	59.41003	59.87731	62.66406	60.23127
Assimetria	1.193567	1.225940	1.153118	1.241632	1.219109	1.215383	1.235195	1.225848
Curtose	3.222940	3.404996	3.215685	3.441569	3.361233	3.380313	3.432446	3.428400
Jarque-Bera	416.4983	447.4837	388.7564	460.9494	440.2132	438.6093	455.7509	448.8315
Observações	1739	1739	1739	1739	1739	1739	1739	1739

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Obs.: Planalto (SP) - PSP, Mogiana (SP) - MSP, Cerrado (MG) - CM, Zona da Mata (MG) - ZM, Sul de Minas (MG) - SMG, Noroeste (PR) - NSP e preços futuros na BM&F-BOVESPA - BMF e ICE - ICE.

Observou-se que a ICE apontou o valor médio mais elevado do conjunto de preços, de aproximadamente US\$ 200,51. As regiões de Cerrado (MG) e Noroeste (PR) registraram os preços a vista superior e inferior, cerca de US\$ 169,55 e US\$ 157,57 respectivamente. O resultado pode demonstrar a dinâmica da precificação nas regiões cafeeiras do Brasil, na qual os mercados mais afastados dos centros de consumo e portos de exportação apontam os preços mais elevados.

Na próxima etapa, calculou-se a matriz de correlações entre os preços, registrados na Tabela 2:

Tabela 2 - Matriz de correlação entre os preços diários a vista e futuros de café. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

	BMF	CM	ICE	MSP	NSP	PSP	SMG	ZM
BMF	1,000000	0,994398	0,992479	0,994481	0,993156	0,993201	0,994371	0,993114
CM	0,994398	1,000000	0,988593	0,999883	0,997014	0,998556	0,999788	0,998919
ICE	0,992479	0,988593	1,000000	0,988574	0,985475	0,985559	0,988858	0,985975
MSP	0,994481	0,999883	0,988574	1,000000	0,997484	0,998773	0,999900	0,999114
NSP	0,993156	0,997014	0,985475	0,997484	1,000000	0,999237	0,997704	0,998775
PSP	0,993201	0,998556	0,985559	0,998773	0,999237	1,000000	0,998894	0,999690
SMG	0,994371	0,999788	0,988858	0,999900	0,997704	0,998894	1,000000	0,999247
ZM	0,993114	0,998919	0,985975	0,999114	0,998775	0,999690	0,999247	1,000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Obs.: Planalto (SP) - PSP, Mogiana (SP) - MSP, Cerrado (MG) - CM, Zona da Mata (MG) - ZM, Sul de Minas (MG) - SMG, Noroeste (PR) - NSP e preços futuros na BM&F-BOVESPA - BMF e ICE - ICE.

Os dados da Tabela 2 apontaram que as correlações entre os preços a vista nas regiões produtoras brasileiras eram elevadas, superiores a 0,98. Também, as correlações entre os preços a vista e a BM&F-BOVESPA foram superiores à correlação com a ICE. Portanto, a BM&F-BOVESPA arrolaria a eficiência de *hedge* e a análise da base relevante para os preços do café a vista do Brasil. Dessa forma, justificou-se empregar os preços futuros de café da BM&F-BOVESPA nas análises subseqüentes da pesquisa.

Na próxima etapa calculou-se o *Value-at-Risk* (*VaR*) dos preços em dólar do café a vista nas regiões de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA e ICE, usando-se a Equação 5. Os resultados estão na Tabela 3:

Tabela 3 - *Value-at-Risk* (*VaR*). Preços a vista e futuros de café.  
Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Região/Bolsa	Preço médio ( $\bar{P}$ )	Volatilidade anual ( $\bar{\sigma}$ )	$VaR_{\mu}$
Cerrado (MG)	169,54	28,4%	79,37
Sul de Minas (MG)	166,89	27,8%	76,52
Zona da Mata (MG)	163,32	28,2%	75,86
Mogiana (SP)	168,28	28,3%	78,54
Paulista (SP)	160,27	27,9%	73,83
Noroeste (PR)	157,56	27,1%	70,37
BM&F-BOVESPA	186,70	27,1%	83,59
ICE	200,50	29,1%	96,19

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Assim, registraram-se os valores máximos e mínimos de preço médio, a volatilidade anual e o *VaR* máximos dos preços a vista em Cerrado (MG) e em Noroeste (PR), respectivamente. O *VaR* do Cerrado (MG) foi de US\$ 79,37 e do Noroeste (PR) de US\$ 70,37. Uma possível explicação foi a estrutura de oferta de café regional, influenciada pela produção e estoques de carregamento, bem como a distância dos portos de exportação e centros consumidores, influenciando a precificação e o risco nos mercados regionais.

Outro resultado relevante foi o *VaR* da ICE superior ao registrado pela BM&F-BOVESPA, US\$ 96,19 e US\$ 83,59, respectivamente. Uma possível explicação pode ser a diferença no processo de formação de preços. Enquanto a ICE expressaria os preços futuros de café em várias regiões mundiais, a BM&F-BOVESPA traduziria apenas os preços de café no Brasil, conforme o Quadro 1, da subseção de dados. Assim, a BM&F-BOVESPA seria a bolsa relevante para o gerenciamento eficiente do risco de preço do café do Brasil.

Em adição, registrou-se uma volatilidade média das regiões produtoras de café do Brasil de aproximadamente 28% a.a., valor elevado frente a outros *benchmarks* do mercado financeiro. Também, o *VaR* dos preços a vista do Brasil apontava aproximadamente 46 % do preço a vista médio. Assim, ambas as medidas expressariam elevado grau de risco para a atividade cafeeira do Brasil, reafirmando a necessidade de uso de mecanismos eficientes para o gerenciamento de risco.

Em suma, os resultados da pesquisa para o risco de preço do café do Brasil pelo *VaR* alinharam-se com outras pesquisas de avaliação de riscos de preços agropecuários aplicando o *VaR*, por exemplo, Manfredo e Leuthold (1999).

#### **4.2 Exame da base do café em regiões brasileiras: risco e previsão**

A partir do resultado da subseção 4.1, apontando a BM&F-BOVESPA como a bolsa de futuros relevante para o gerenciamento de risco de preços do café do Brasil, calculou-se o risco de base dos mercados regionais de café de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) em relação à BM&F-BOVESPA. Inicialmente descreveram-se as estatísticas descritivas das bases semanais regionais, apontadas na Tabela 4:

Tabela 4 - Estatísticas descritivas da base semanal das regiões produtoras de café do Brasil em relação à BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

	BSCM	BSMG	BSMSP	BSNW	BSPAUL	BSZM
Média	-17.13455	-19.78996	-18.44725	-29.18824	-26.44189	-23.37131
Mediana	-13.88788	-15.89714	-14.44517	-23.79270	-21.20516	-18.37030
Máximo	3.071555	0.193197	1.175009	-5.306814	-4.429396	-1.715044
Mínimo	-56.24757	-59.16318	-59.16318	-75.45572	-72.79906	-69.72699
Desvio-padrão	11.39377	12.02774	11.88991	15.02506	14.66394	14.41458
Assimetria	-1.103132	-1.181105	-1.156037	-1.244124	-1.310968	-1.312044
Curtose	3.657625	3.693136	3.678058	3.731300	3.899294	3.886891
Jarque-Bera	80.60533	92.16965	88.29117	102.2940	116.8499	116.6847
Observações	365	365	365	365	365	365

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Obs.: Planalto (SP) - BSPAUL, Mogiana (SP) - BSMSP, Cerrado (MG) - BSCM, Zona da Mata (MG) - BSZM, Sul de Minas (MG) - BSMG, Noroeste (PR) - BSNW.

Registraram-se o valor máximo e mínimo da base semanal média nas regiões do Cerrado (MG) e Noroeste (PR), -US\$ 17,13 e -US\$ 29,19, respectivamente. Também, localizaram-se o valor máximo e mínimo do desvio-padrão nas regiões de Noroeste (PR) e Cerrado (MG), registrando US\$ 15,03 e US\$ 11,40, respectivamente. Os resultados correlacionaram-se com os valores do *VaR* examinados na seção anterior. Analogamente, uma possível explicação poderia ser a oferta de café, influenciada pela produção e estoques de carregamento, bem como a distância dos portos exportadores e centros consumidores, impactando a precificação e o risco dos mercados regionais.

Em adição, o valor médio da base semanal para as regiões produtoras de café foi de aproximadamente -US\$ 22,40, equivalente a cerca de 13,6% do preço médio anual. Também, o desvio-padrão médio foi de US\$ 13,25, registrando o valor do risco da base de café do Brasil em relação à BM&F-BOVESPA. Como corolário, o uso dos contratos futuros de café da bolsa de futuros doméstica definiria estratégias de mitigação de risco de preço, incorrendo os *hedgers* no risco de base apontado nos resultados da pesquisa.

A seguir examinaram-se as correlações entre as bases regionais, conforme a Tabela 5:

Tabela 5 - Matriz de correlações. Base semanal das regiões produtoras de café do Brasil em relação à BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

	BSCM	BSMG	BSMSP	BSNW	BSPAUL	BSZM
BSCM	1.000000	0.992972	0.995607	0.924161	0.958635	0.969685
BSMG	0.992972	1.000000	0.997552	0.949866	0.974139	0.983802
BSMSP	0.995607	0.997552	1.000000	0.943711	0.970486	0.979856
BSNW	0.924161	0.949866	0.943711	1.000000	0.987552	0.979349
BSPAUL	0.958635	0.974139	0.970486	0.987552	1.000000	0.994712
BSZM	0.969685	0.983802	0.979856	0.979349	0.994712	1.000000

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Obs.: Planalto (SP) - BSPAUL, Mogiana (SP) - BSMSP, Cerrado (MG) - BSCM, Zona da Mata (MG) - BSZM, Sul de Minas (MG) - BSMG, Noroeste (PR) - BSNW.

Observou-se que os valores das correlações entre as bases semanais regionais foram elevados, superiores a 0,92. O valor máximo e mínimo das correlações foi de aproximadamente 0,9976, para Mogiana (SP) e Sul de Minas (MG), e 0,9214, para Noroeste (PR) e Cerrado (MG). Uma explicação poderiam ser as simetrias entre os processos de precificação regionais do café, identificando os estoques inicial e final, consumo e produção, mais diferenciados nas regiões com baixas correlações e vice-versa.

Entretanto, o elevado valor médio das correlações entre as bases semanais de café apontou forte presença de *drivers* comuns entre os preços regionais. O resultado demonstrou que a precificação do café brasileiro registrava uma forte dinâmica interna.

A próxima etapa da pesquisa examinou os modelos de previsão da base semanal das regiões de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) em relação à BM&F-BOVESPA.

Para a região de Planalto (SP), inicialmente ilustrou-se o Gráfico 2 da base semanal:

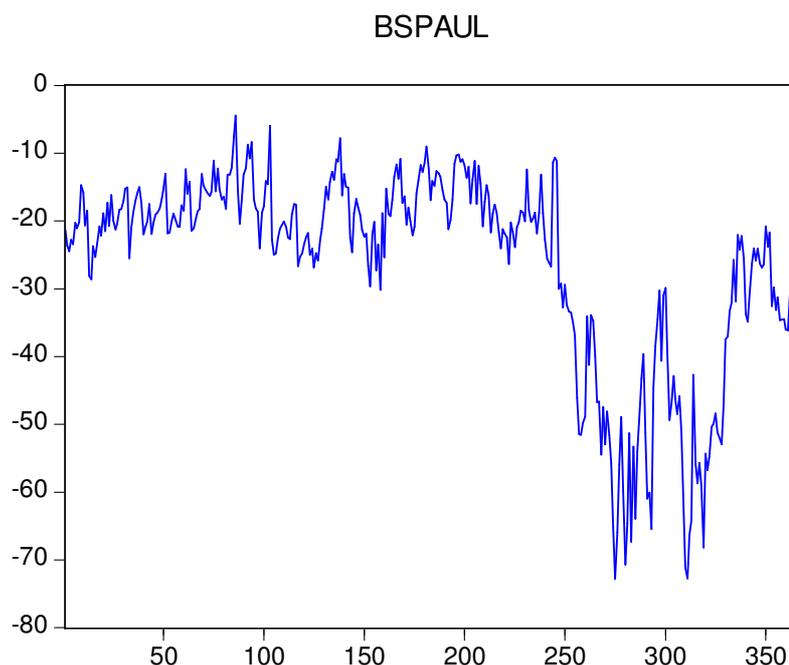


Gráfico 2 - Base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 2 apontou valores médios da base do café em Planalto (SP) em torno de –US\$ 20, com enfraquecimento a partir de meados de 2008 e posterior recuperação. O comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores apontaram a necessidade de uso de técnicas eficientes para previsão de valores futuros da base, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Planalto (SP).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Planalto (SP), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979), aplicando o modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 2. O resultado está na Tabela 6:

Tabela 6 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs.

Estatística		
$\tau_{\tau}$	-3.613425	0.0300 (p-valor)
	1% level	-3.983541
Valores críticos	5% level	-3.422252
	10% level	-3.133975

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 6 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (1,1), conforme a Tabela 7:

Tabela 7 - Caracterização do modelo *ARMA* (1, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Planalto (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	0.992217	0.007071	140.3240	0.0000
MA(1)	-0.193347	0.052252	-3.700251	0.0002
$R^2$	0.885680	Akaike info critério		6.050556
$R^2$ ajustado	0.885364	Schwarz critério		6.071969

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 7 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8857 e 0,8854, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico 3 registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Planalto (SP):

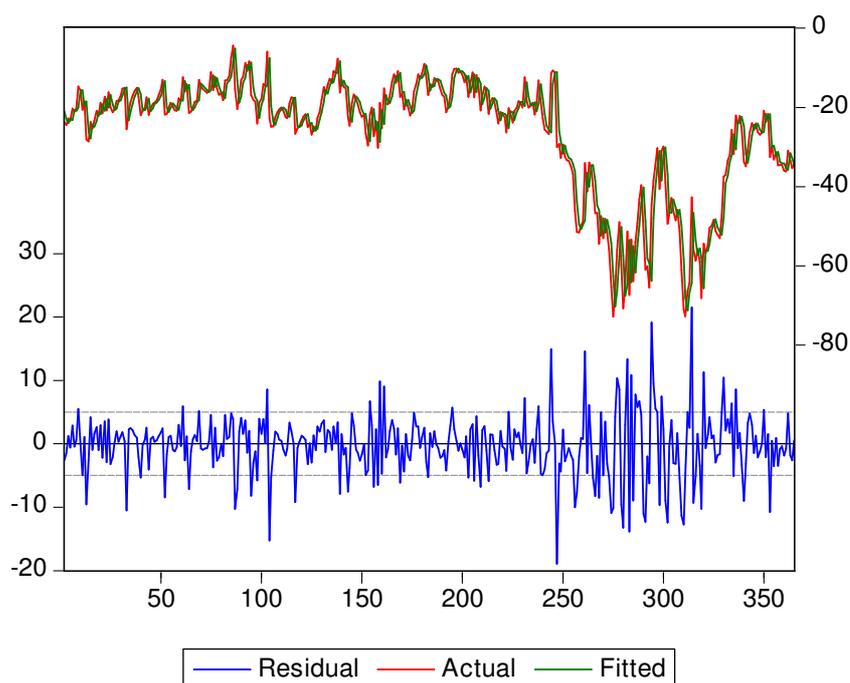


Gráfico 3 - Modelo ARMA (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Planalto (SP).  
Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,5584. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo *ARMA (1,1)* para a base semanal do café em Planalto (SP).

A segunda etapa esquematizou o modelo de previsão da base semanal de café para a região de Mogiana (SP). Inicialmente ilustrou-se o Gráfico 4 da base semanal:

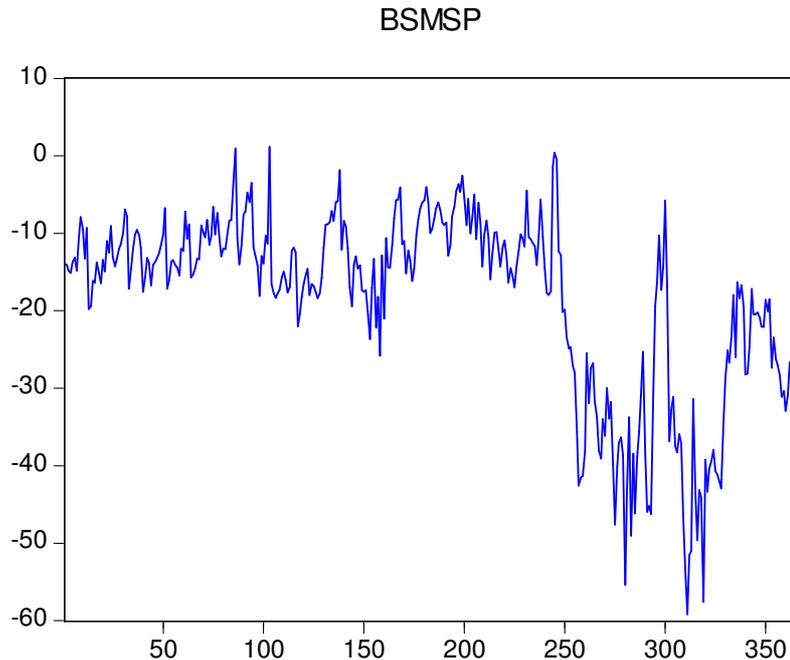


Gráfico 4 - Base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 4 apontou valores médios da base do café em Mogiana (SP) em torno de -US\$ 10, com enfraquecimento a partir de meados de 2008, e posterior recuperação. De forma análoga à base de Planalto (SP), o comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores apontam a necessidade de uso de técnicas eficientes para previsão de valores futuros, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Mogiana (SP).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Mogiana (SP), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979), aplicando o modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 4. O resultado está na Tabela 8:

Tabela 8 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística		
$\tau_{\tau}$	-4.303417	0.0035 (p-valor)
	1% level	-3.983541
Valores críticos	5% level	-3.422252
	10% level	-3.133975

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 8 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (2,1), conforme a Tabela 9:

Tabela 9 - Caracterização do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	1.605901	0.096679	16.61065	0.0000
AR(2)	-0.607057	0.095910	-6.329413	0.0000
MA(1)	-0.829837	0.069261	-11.98138	0.0000
$R^2$	0.840110	Akaike info critério		5.974507
$R^2$ ajustado	0.839221	Schwarz critério		6.006692

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 9 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8401 e 0,8392, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico 5 registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Mogiana (SP):

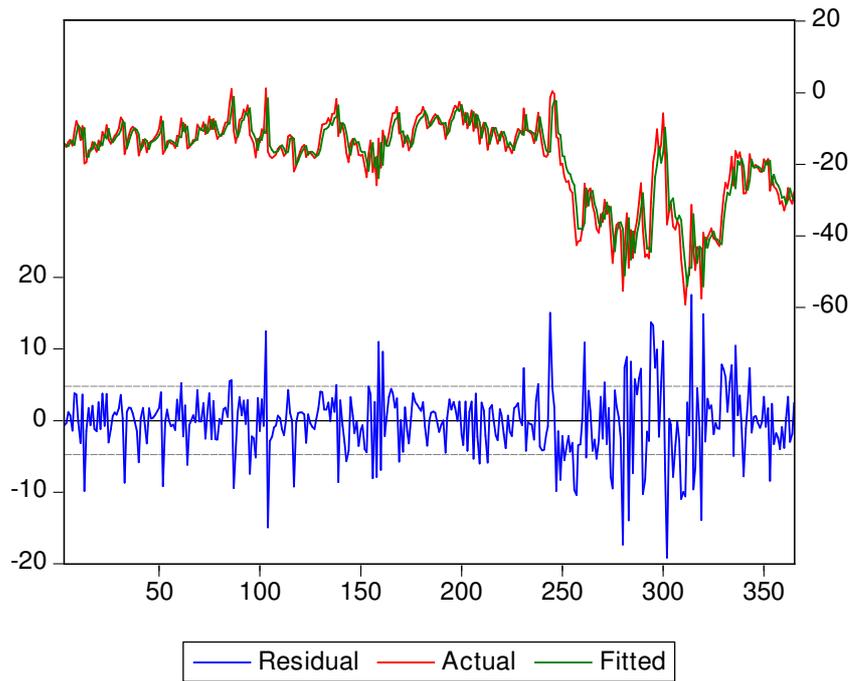


Gráfico 5 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Mogiana (SP).  
Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,3777. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo *ARMA (2,1)* para a base semanal do café em Mogiana (SP).

A terceira etapa esquematizou o modelo de previsão da base semanal de café para a região de Cerrado (MG). Inicialmente ilustrou-se o Gráfico 6 da base semanal:

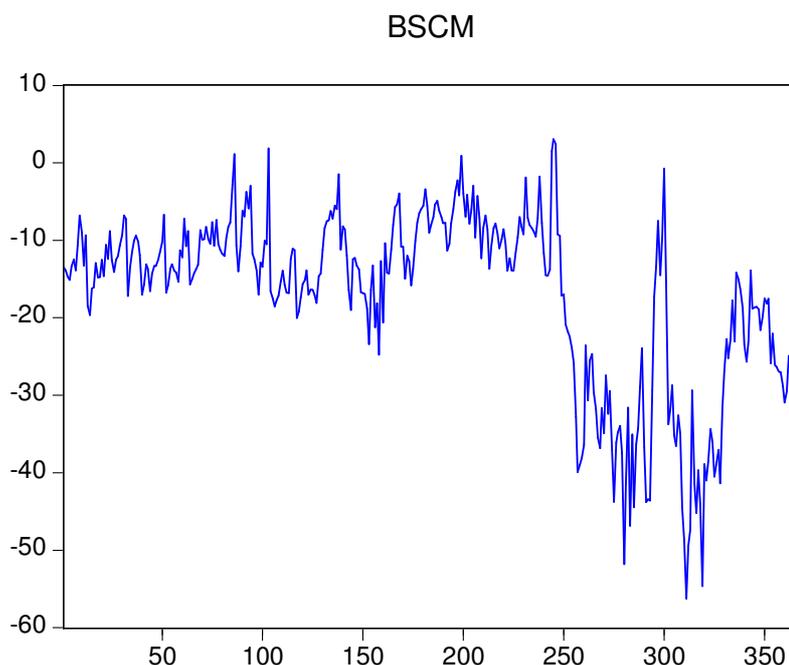


Gráfico 6 - Base semanal do café. Preços a vista de Cerrado (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 6 apontou valores médios da base do café em Cerrado (MG) em torno de -US\$ 10, com enfraquecimento a partir de meados de 2008, e posterior recuperação. De forma análoga às bases de Planalto (SP) e Mogiana (SP), o comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores apontam a necessidade de uso de técnicas eficientes para previsão de valores futuros, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Cerrado (MG).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Cerrado (MG), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 6. O resultado está na Tabela 10:

Tabela 10 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Cerrado (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística		
$\tau_{\tau}$	-4.248592	0.0042 (p-valor)
	1% level	-3.983541
Valores críticos	5% level	-3.422252
	10% level	-3.133975

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 10 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (2,1), conforme a Tabela 11:

Tabela 11 - Caracterização do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Mogiana (SP) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	1.632276	0.095945	17.01261	0.0000
AR(2)	-0.633584	0.095077	-6.663918	0.0000
MA(1)	-0.840648	0.068802	-12.21832	0.0000
$R^2$	0.832232	Akaike info critério		5.937626
$R^2$ ajustado	0.831300	Schwarz critério		5.969812

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 11 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8322 e 0,8313, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico C registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Cerrado (MG):

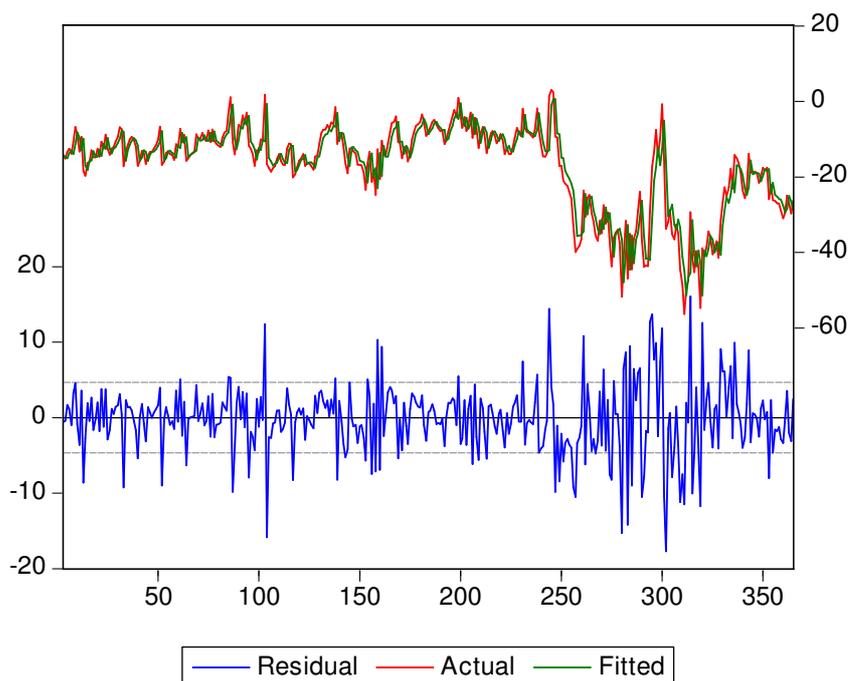


Gráfico 7 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Cerrado (MG).  
Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado Com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,3541. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo *ARMA (2,1)* para a base semanal do café em Cerrado (MG).

A quarta etapa esquematizou o modelo de previsão da base semanal de café para a região de Sul de Minas (MG). Inicialmente ilustrou-se o Gráfico 7 da base semanal:

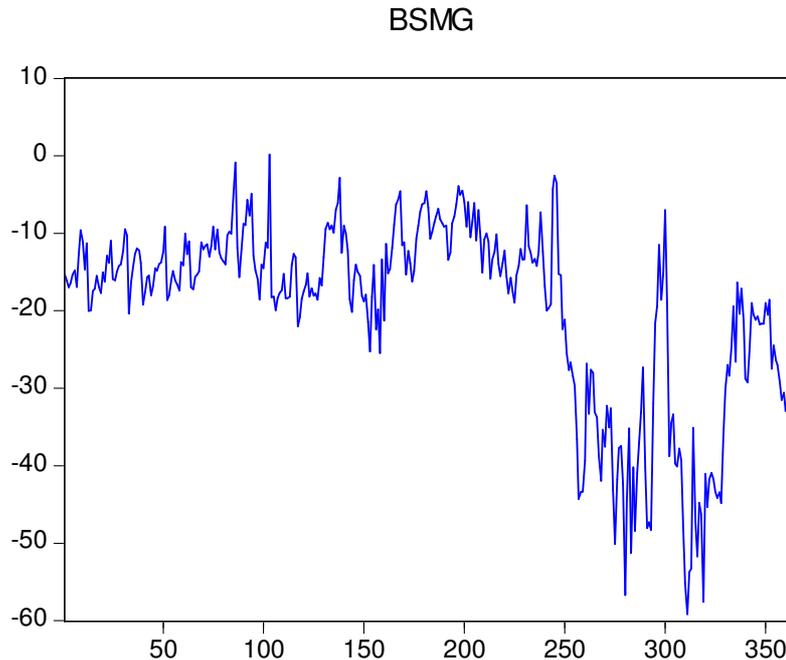


Gráfico 7 - Base semanal do café. Preços a vista de Sul de Minas (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 7 apontou valores médios da base do café em Sul de Minas (MG) em torno de –US\$ 15, com enfraquecimento a partir de meados de 2008, com recuperação posterior. De forma análoga às bases de Planalto (SP), Mogiana (SP) e Cerrado (MG) o comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores também apontaram a necessidade de uso de técnicas eficientes para previsão de valores futuros, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Sul de Minas (MG).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Sul de Minas (MG), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 7. O resultado está na Tabela 12:

Tabela 12 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Sul de Minas (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística		
$\tau_{\tau}$	-4.134372	0.0061 (p-valor)
	1% level	-3.983541
Valores críticos	5% level	-3.422252
	10% level	-3.133975

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 17 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (2,1), conforme a Tabela 13:

Tabela 13 - Caracterização do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Sul de Minas (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	1.616817	0.099559	16.23979	0.0000
AR(2)	-0.617906	0.098855	-6.250620	0.0000
MA(1)	-0.827528	0.072344	-11.43885	0.0000
$R^2$	0.850770	Akaike info critério		5.928686
$R^2$ ajustado	0.849941	Schwarz critério		5.960871

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 13 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8508 e 0,8499, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico 8 registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Sul de Minas (MG):

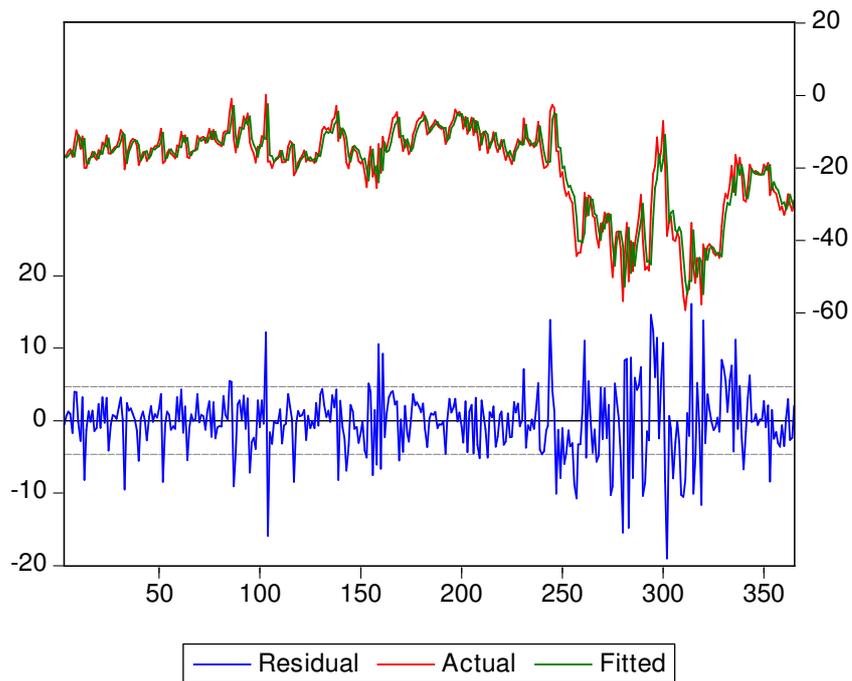


Gráfico 8 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Sul de Minas (MG). Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,2792. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo  $ARMA(2,1)$  para a base semanal do café em Sul de Minas (MG).

A quinta etapa esquematizou o modelo de previsão da base semanal de café para a região de Zona da Mata (MG). Inicialmente ilustrou-se o Gráfico 9 da base semanal:

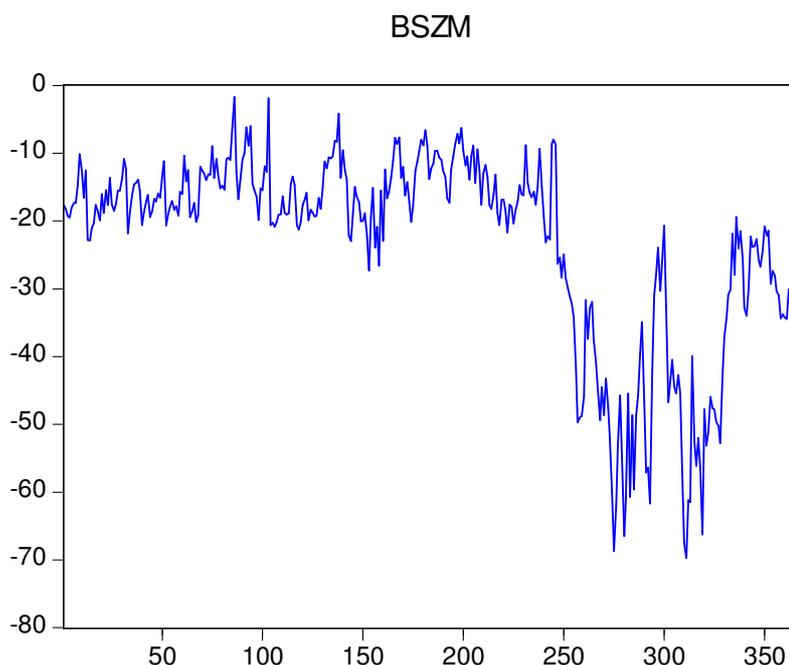


Gráfico 9 - Base semanal do café. Preços a vista de Zona da Mata (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 9 apontou valores médios da base do café em Zona da Mata (MG) em torno de –US\$ 15, com enfraquecimento a partir de meados de 2008, e posterior recuperação. De forma análoga às bases de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG) e Sul de Minas (MG) o comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores também apontaram a necessidade de uso de técnicas eficientes para previsão de valores futuros, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Zona da Mata (MG).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Zona da Mata (MG), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 9. O resultado está na Tabela 13:

Tabela 13 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Zona da Mata (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística		
$\tau_{\tau}$	-4.357013	0.0029 (p-valor)
	1% level	-3.983541
Valores críticos	5% level	-3.422252
	10% level	-3.133975

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 13 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (2, 1), conforme a Tabela 14:

Tabela 14 - Caracterização do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Zona da Mata (MG) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	1.605992	0.104329	15.39352	0.0000
AR(2)	-0.606957	0.103713	-5.852251	0.0000
MA(1)	-0.814921	0.077100	-10.56971	0.0000
$R^2$	0.884615	Akaike info critério		6.033371
$R^2$ ajustado	0.883974	Schwarz critério		6.065556

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 14 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8846 e 0,8839, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico 10 registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Zona da Mata (MG):

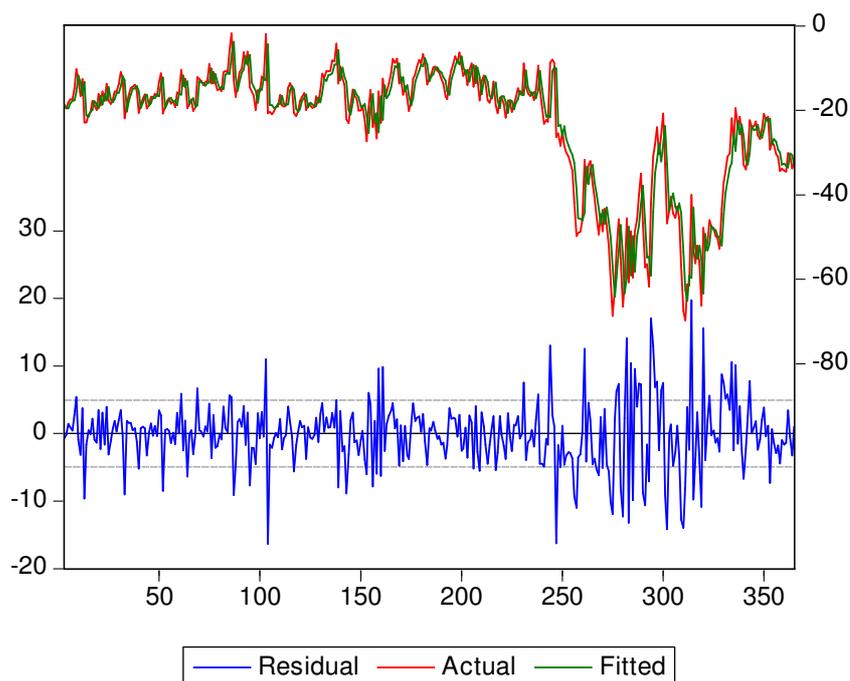


Gráfico 10 - Modelo ARMA (2, 1) para a previsão da base semanal do café de Zona da Mata (MG). Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,5137. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo  $ARMA(2,1)$  para a base semanal do café em Zona da Mata (MG).

A última etapa esquematizou o modelo de previsão da base semanal de café para a região de Noroeste (PR). Inicialmente ilustrou-se o Gráfico 11 da base semanal:

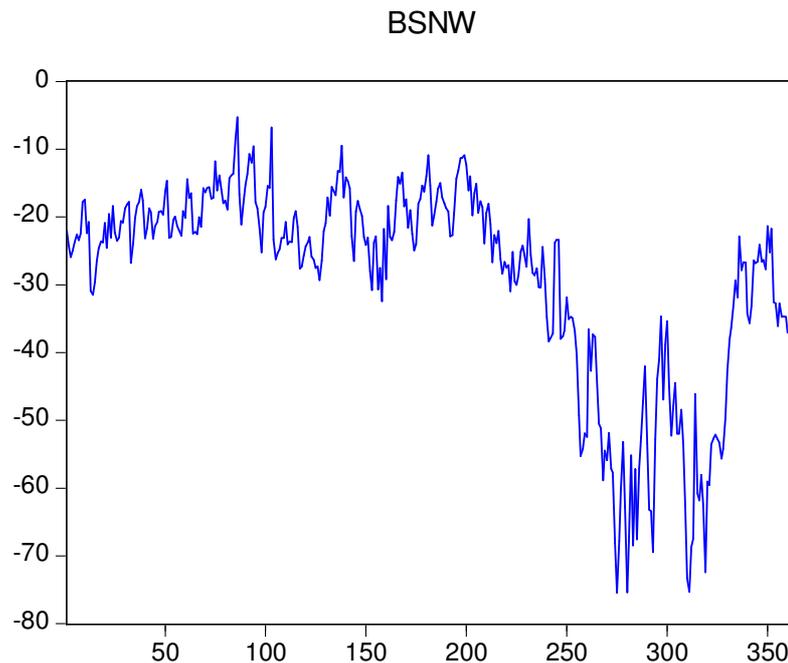


Gráfico 11 - Base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 11 apontou valores médios da base do café em Zona da Mata (MG) em torno de –US\$ 25, com enfraquecimento a partir de meados de 2008, e posterior recuperação. De forma análoga às bases de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG) e Zona da Mata (MG) o comportamento pode ser explicado pela elevação dos preços e da volatilidade das *commodities* a partir da crise financeira do *subprime*, em meados de 2008. Assim, os valores de base menores também apontaram a necessidade de uso de técnicas para previsão eficientes de valores futuros, resultando em decisões alocativas mais eficazes pelos agentes da cadeia do café na região de Noroeste (PR).

A seguir testou-se a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços da base do café em Noroeste (PR), usando-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e modelo com constante e tendência, justificado pela análise visual do Gráfico 11. O resultado está na Tabela 15:

Tabela 15 - Teste de hipótese de existência de raiz unitária. Base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística			
$\tau_{\tau}$	-4.076412	0.0074 (p-valor)	
	1% level	-3.983541	
Valores críticos	5% level	-3.422252	
	10% level	-3.133975	

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Pelo resultado apontado na Tabela 15 pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%. Portanto a série da base semanal registrou estacionariedade, podendo-se usar a técnica de previsão de séries temporais estacionárias (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

Assim, a próxima etapa foi identificar o modelo *ARMA* ( $p, q$ ), usando-se os critérios AIC e SIC, resultando num modelo *ARMA* (1,1), conforme a Tabela 16:

Tabela 16 - Caracterização do modelo *ARMA* (2, 1) para a previsão da base semanal do café. Preços a vista de Noroeste (PR) e preços futuros da BM&F-BOVESPA

	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
AR(1)	0.993502	0.006456	153.8791	0.0000
MA(1)	-0.174557	0.052302	-3.337456	0.0009
$R^2$	0.896998	Akaike info critério		5.994681
$R^2$ ajustado	0.896714	Schwarz critério		6.016094

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Na Tabela 16 destacaram-se os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, de 0,8969 e 0,8967, respectivamente. Assim, o grau de qualidade do ajuste do modelo foi elevado. O Gráfico 12 registrou o desempenho temporal do modelo *ARMA* (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Noroeste (PR):

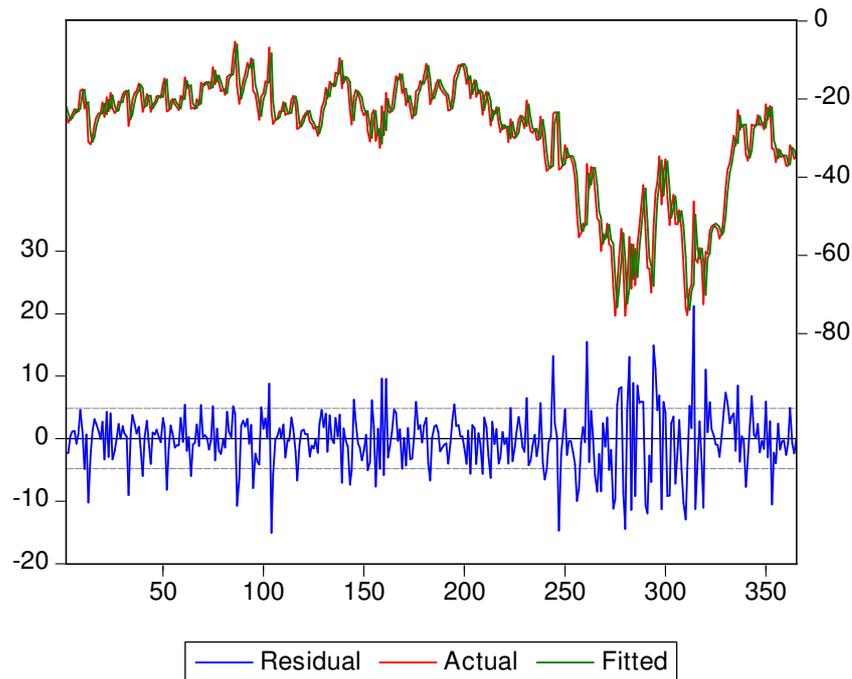


Gráfico 12 - Modelo ARMA (1, 1) para a previsão da base semanal do café de Noroeste (PR). Valores reais, previstos e resíduos

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Por último calculou-se o erro quadrático médio (EQM), que registrou o valor de 3,4984. O resultado também apontou uma elevada medida de qualidade de ajuste do modelo  $ARMA(1,1)$  para a base semanal do café em Noroeste (PR).

Dessa forma, os modelos de previsão da de base dos mercados regionais de café de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Zona da Mata (MG), Sul de Minas (MG), Noroeste (PR) em relação à BM&F-BOVESPA registraram características de robustez das previsões. Assim, podem ser aplicados pelos agentes da cadeia de oferta do café das regiões brasileiras para investigar valores futuros da base em decisões alocativas, tornando-as mais eficientes.

Em suma, os resultados para o risco e os modelos de previsão da base semanal do café do Brasil alinharam-se com pesquisas similares, por exemplo, Tonsor, Dhuyetter e Mintert (2004) e Sanders e Manfredo (2006).

### 4.3 Estratégias de *hedge* do risco de preço do café do Brasil

A primeira etapa analisou os preços do café em Planalto (SP). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 59,03%.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em Planalto (SP), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 17:

Tabela 17 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Planalto (SP). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística	Valor
R <sup>2</sup> observado	21,78853
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0000

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 17 identificou a existência de heterocedasticidade nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Planalto (SP). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 18:

Tabela 18 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Planalto (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coefficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	1,059651	0,389151	0,0065
M(1,2)	0,752896	0,294160	0,0105
M(2,2)	1,094395	0,368438	0,0030
A1(1,1)	0,307312	0,039160	0,0000
A1(2,2)	0,247429	0,030842	0,0000
B1(1,1)	0,939225	0,012134	0,0000
B1(2,2)	0,957549	0,008676	0,0000

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 18 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 13:

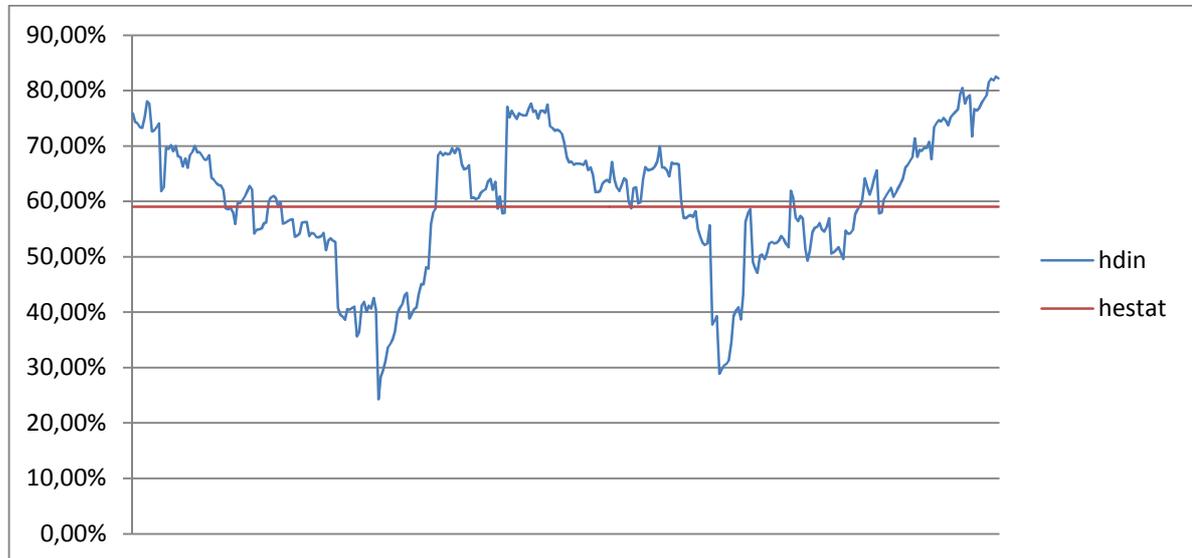


Gráfico 13 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Planalto (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 13 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Planalto (SP), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal analisado.

Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de *hedge*, sem *hedge*, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 19:

Tabela 19 - Comparação das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Planalto (SP) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Estratégia	Variância Semanal	Grau de eficiência
Sem <i>hedge</i>	37,60	-
<i>Hedge</i> simples	25,66	-31,7%
<i>Hedge</i> estático	14,52	-61,4%
<i>Hedge</i> dinâmico	14,58	-61,2%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 19, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Planalto (SP) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Assim, a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de *hedge*.

A segunda etapa comparou as eficiências das estratégias de *hedge* para a região de Mogiana (SP). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 65,0%.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em Mogiana (SP), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 20:

Tabela 20 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Mogiana (SP). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

<b>Estatística</b>	<b>Valor</b>
R <sup>2</sup> observado	8,080489
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0176

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 20 identificou a existência de heterocedasticidade nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Mogiana (SP). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 21:

Tabela 21 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Mogiana (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coefficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	0,903491	0,308174	2,931752
M(1,2)	0,755643	0,259221	2,915054
M(2,2)	1,348767	0,458354	2,942630
A1(1,1)	0,254258	0,029827	8,524384
A1(2,2)	0,269777	0,035161	7,672504
B1(1,1)	0,956025	0,008451	113,1230
B1(2,2)	0,950206	0,011756	80,82582

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 21 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 14:

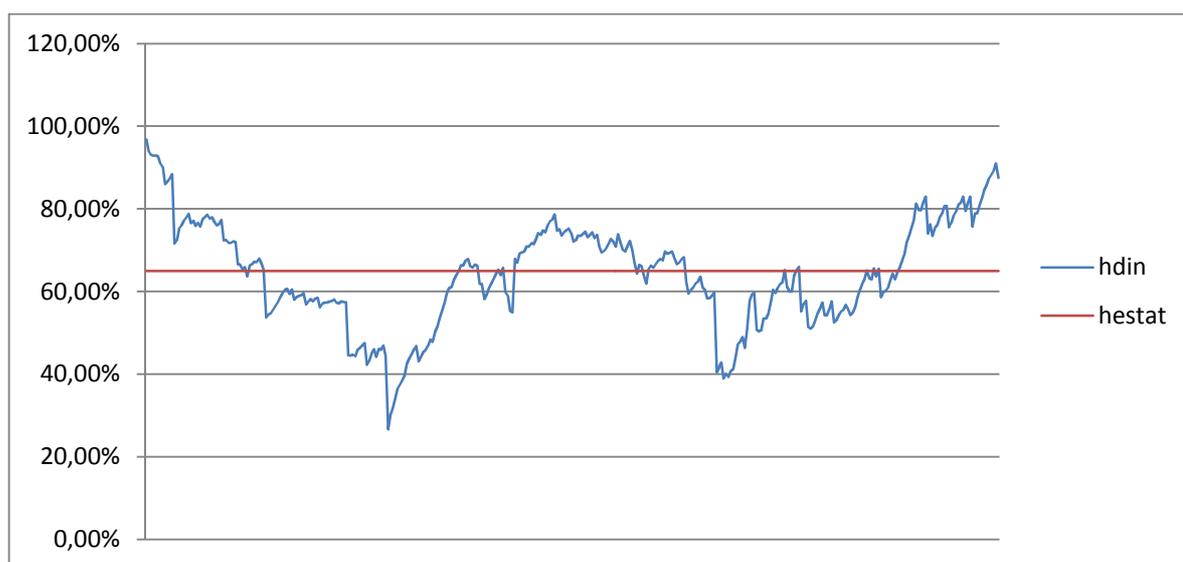


Gráfico 14 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Mogiana (SP) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 14 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Mogiana (SP), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal analisado.

Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de hedge, sem hedge, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 22:

Tabela 22 - Comparação das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Mogiana (SP) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

<b>Estratégia</b>	<b>Variância Semanal</b>	<b>Grau de eficiência</b>
Sem hedge	44,19	-
<i>Hedge</i> simples	24,54	-44,5%
<i>Hedge</i> estático	16,34	-63,0%
<i>Hedge</i> dinâmico	16,46	-62,8%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 22, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Mogiana (SP) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA.

Analogamente ao resultado de Planalto (SP), a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de hedge.

A terceira etapa comparou as eficiências das estratégias de *hedge* para a região de Cerrado (MG). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 65,49 %.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em Cerrado (MG), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 23:

Tabela 23 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Cerrado (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

<b>Estatística</b>	<b>Valor</b>
R <sup>2</sup> observado	7,019176
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0299

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 23 identificou a existência de heterocedasticia nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Cerrado (MG). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 24:

Tabela 24 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Cerrado (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coefficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	1,109773	0,389352	2,850309
M(1,2)	0,852624	0,293214	2,907860
M(2,2)	1,331754	0,472114	2,820834
A1(1,1)	0,284023	0,034928	8,131578
A1(2,2)	0,276226	0,036156	7,639831
B1(1,1)	0,945448	0,011304	83,63951
B1(2,2)	0,948589	0,012018	78,93044

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 24 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 15:

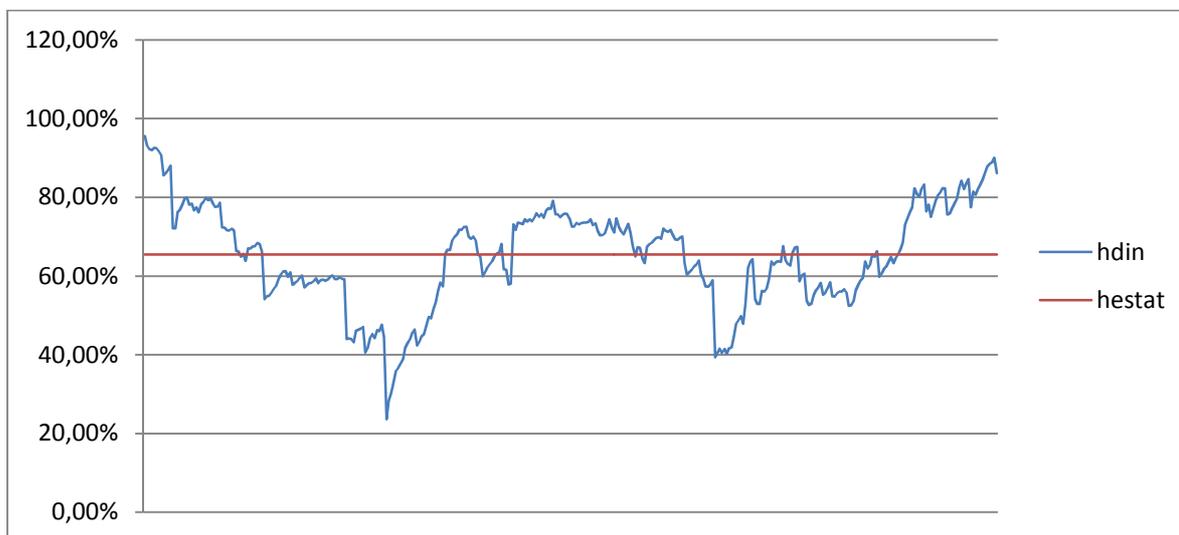


Gráfico 15 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Cerrado (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal.

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 15 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Cerrado (MG), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal analisado. Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de *hedge*, sem *hedge*, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 25:

Tabela 25 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Cerrado (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

<b>Estratégia</b>	<b>Variância Semanal</b>	<b>Grau de eficiência</b>
Sem <i>hedge</i>	43,93	-
<i>Hedge</i> simples	23,50	-46,5%
<i>Hedge</i> estático	15,57	-64,6%
<i>Hedge</i> dinâmico	15,55	-64,6%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 25, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Cerrado (MG) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA.

Analogamente aos resultados de Planalto (SP) e Mogiana (SP), a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de *hedge*.

A quarta etapa comparou as eficiências das estratégias de *hedge* para a região de Sul de Minas (MG). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 64,98 %.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em Sul de Minas (MG), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 26:

Tabela 26 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística	Valor
R <sup>2</sup> observado	9,186655
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0101

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 26 identificou a existência de heterocedasticidade nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Sul de Minas (MG). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 27:

Tabela 27 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coefficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	0,839678	0,291841	2,877181
M(1,2)	0,704486	0,246839	2,854034
M(2,2)	1,162753	0,439389	2,646297
A1(1,1)	0,286058	0,030570	9,357426
A1(2,2)	0,270149	0,035006	7,717147
B1(1,1)	0,949223	0,008595	110,4395
B1(2,2)	0,952519	0,011469	83,04906

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 27 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 16:

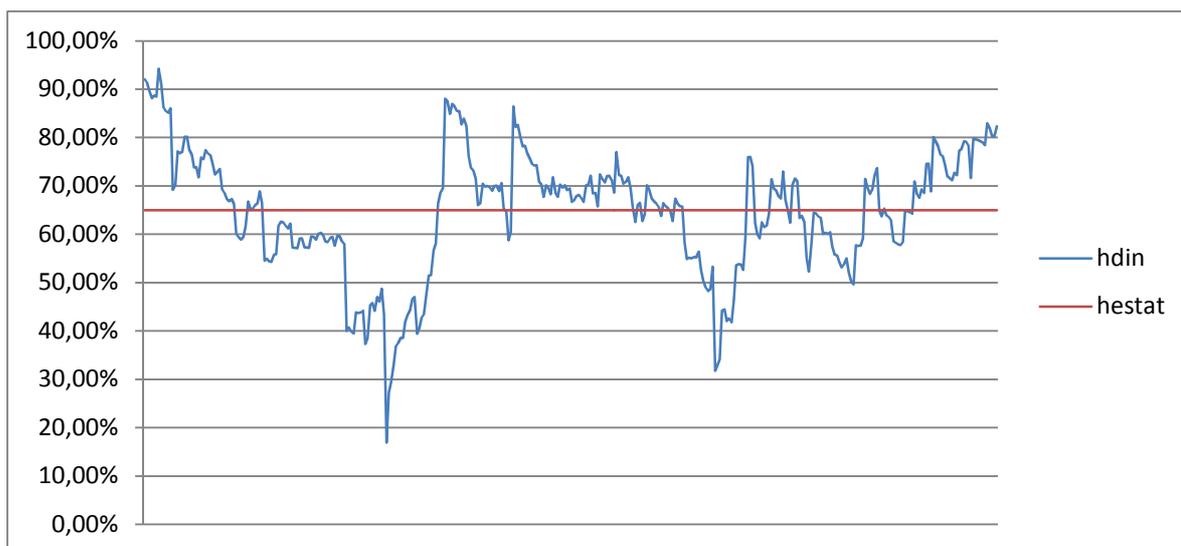


Gráfico 16 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Sul de Minas (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 16 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Sul de Minas (MG), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal analisado. Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de *hedge*, sem *hedge*, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 28:

Tabela 28 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Sul de Minas (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Estratégia	Variância Semanal	Grau de eficiência
Sem <i>hedge</i>	43,04	-
<i>Hedge</i> simples	23,27	-45,9%
<i>Hedge</i> estático	15,11	-64,9%
<i>Hedge</i> dinâmico	15,48	-64,0%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 28, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Sul de Minas (MG) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Analogamente aos resultados de Planalto (SP), Mogiana (SP) e Cerrado

(MG), a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de *hedge*.

A quinta etapa comparou as eficiências das estratégias de *hedge* para a região de Zona da Mata (MG). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 60,71 %.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em Zona da Mata (MG), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 29:

Tabela 29 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

Estatística	Valor
R <sup>2</sup> observado	14,52679
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0007

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 29 identificou a existência de heterocedasticidade nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Zona da Mata (MG). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 30:

Tabela 30 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coefficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	1,077323	0,430854	2,500437
M(1,2)	0,818973	0,342139	2,393688
M(2,2)	1,214276	0,451584	2,688927
A1(1,1)	0,340097	0,036953	9,203564
A1(2,2)	0,278345	0,035853	7,763532
B1(1,1)	0,929976	0,013303	69,90705
B1(2,2)	0,949220	0,010780	88,05290

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 30 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 17:

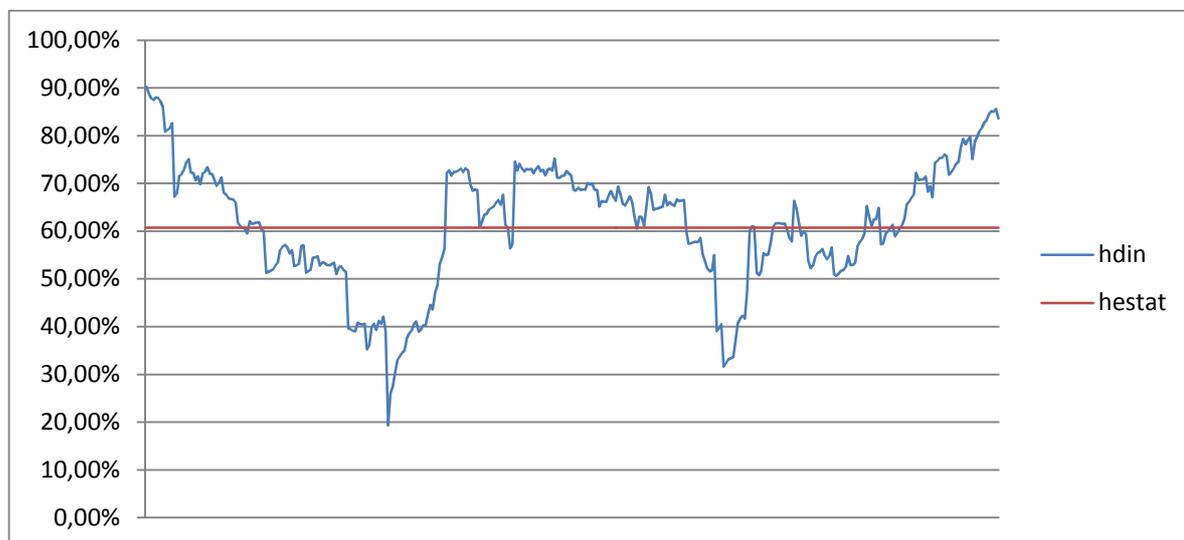


Gráfico 17 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Zona da Mata (MG) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 17 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Zona da Mata (MG), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal.

Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de *hedge*, sem *hedge*, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 31:

Tabela 31 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Zona da Mata (MG) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal

Estratégia	Variância Semanal	Grau de eficiência
Sem <i>hedge</i>	39,86	-
<i>Hedge</i> simples	25,77	-35,4%
<i>Hedge</i> estático	15,50	-61,1%
<i>Hedge</i> dinâmico	15,59	-60,9%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 31, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Zona da Mata (MG) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Analogamente aos resultados de Planalto (SP), Mogiana (SP) e Cerrado (MG) e Sul de Minas (MG) a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de *hedge*.

Por último, compararam-se as eficiências das estratégias de *hedge* para a região de Noroeste (PR). Inicialmente calculou-se a taxa ótima de *hedge* estático, usando as primeiras diferenças dos preços, resultando no valor de 59,63 %.

A seguir, examinou-se a existência de heterocedasticidade dos preços do café em (PR), com o teste de White (1980), com resultados apontados na Tabela 32:

Tabela 32 - Teste de heterocedasticidade de White (1980). Primeira diferença dos preços a vista do café em Noroeste (PR). Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal. Em US\$ por saca de 60 kgs

<b>Estatística</b>	<b>Valor</b>
R <sup>2</sup> observado	16,92258
Prob. Chi-Quadrado(2)	0,0002

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

O resultado da Tabela 32 identificou a existência de heterocedasticidade nas séries das primeiras diferenças do preço do café em Noroeste (PR). Dessa forma, usou-se o modelo de *hedge* dinâmico GARCH-BEKK para calcular as taxas de *hedge* ótimo semanais, apontadas na Tabela 33:

Tabela 33 - Parâmetros do modelo GARCH-BEKK. *Hedge* dinâmico do risco de preço do café. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Noroeste (PR) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.2005 a 24.09.12, referência semanal

	Coeficiente	Erro-padrão	Prob.
M(1,1)	0,846587	0,356987	2,371480
M(1,2)	0,788586	0,296874	2,656301
M(2,2)	1,172123	0,372482	3,146791
A1(1,1)	0,366184	0,032769	11,17455
A1(2,2)	0,258387	0,033706	7,666018
B1(1,1)	0,922800	0,011779	78,34548
B1(2,2)	0,954189	0,009336	102,2008

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 33 foram aplicados para calcular as taxas ótimas de *hedge* dinâmico semanal. Compararam-se as taxas ótimas de *hedge* dinâmico com o resultado do *hedge* estático, conforme o Gráfico 18:

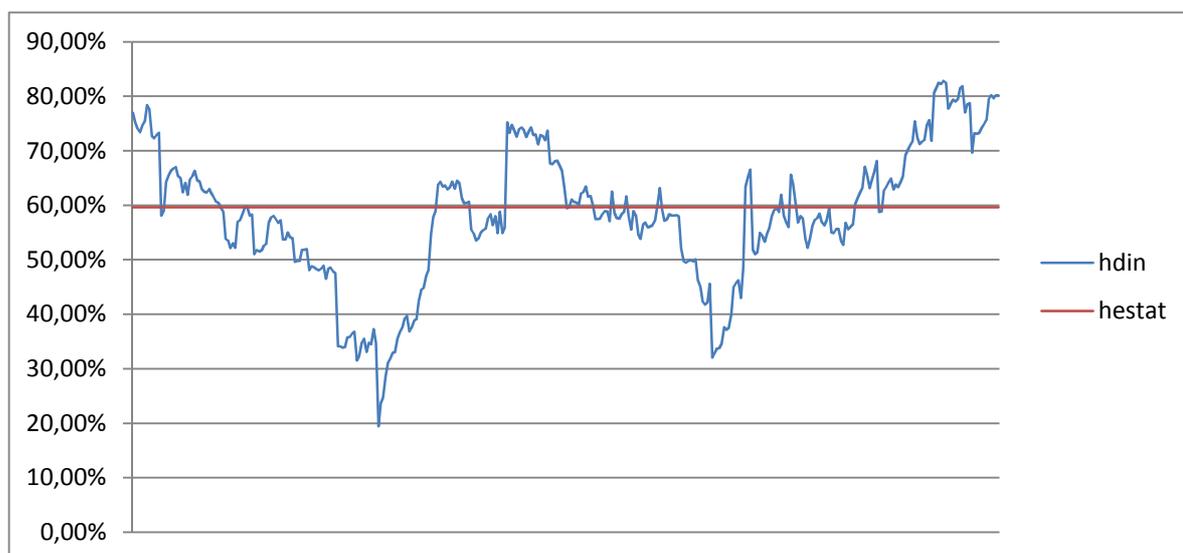


Gráfico 18 - Comparativo das taxas ótimas de *hedge* dinâmico e estático. Valores em primeiras diferenças dos preços a vista do café em Noroeste (PR) e futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal.

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 18 apontou a variação das taxas ótimas de *hedge* dinâmico dos preços semanais em Noroeste (PR), com períodos com diferenças positivas e negativas, dependendo da estrutura dinâmica das covariâncias entre os preços a vista e futuros. No período mais recente, as taxas ótimas de *hedge* dinâmico foram superiores ao *hedge* estático, o qual, por hipótese foi praticado no início do intervalo temporal analisado.

Em adição, compararam-se as eficiências das estratégias de hedge, sem hedge, *hedge* simples, estático e dinâmico, conforme a Tabela 34:

Tabela 34 - Comparativo das eficiências de estratégias de *hedge* do risco de preço do café em Noroeste (PR) com contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, referência semanal

<b>Estratégia</b>	<b>Variância Semanal</b>	<b>Grau de eficiência</b>
Sem hedge	36,79	-
<i>Hedge</i> simples	24,07	-34,6%
<i>Hedge</i> estático	13,25	-64,0%
<i>Hedge</i> dinâmico	13,36	-63,7%

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 34, registraram-se diferentes graus de eficiência de estratégias de *hedge* do risco do preço do café em Noroeste (PR) usando contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Analogamente aos resultados de Planalto (SP), Mogiana (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG) e Zona da Mata (MG) a estratégia de *hedge* simples resultou no menor grau de eficiência, enquanto o *hedge* estático apontou a maior redução da variância semanal, embora muito próxima da redução resultante do *hedge* dinâmico. Dessa forma, as operações de *hedge* reduziram o risco de preço semanal, sendo as maiores reduções resultantes da aplicação de modelos quantitativos para calcular as taxas ótimas de hedge.

Além disso, sublinha-se que a vantagem operacional do uso de modelos de *hedge* dinâmico, comparativamente ao modelo estático, traduz-se em taxas ótimas de *hedge* ajustadas à trajetória temporal da estrutura de covariâncias, que registrou a ocorrência de heterocedasticidade. Por seu turno, o modelo estático supõe que a operação de *hedge* ocorra em um único ponto no tempo, o que pode não arrolar as necessidades operacionais de gerenciamento de risco de preço dos agentes da cadeia de café do Brasil.

Em resumo, os resultados de efetividade superior do hedge dinâmico compararam-se com pesquisas internacionais e do Brasil, como Kroner e Sultan (1993), Sephton (1993), Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), Müller (2007) e Souza e Caldarelli (2011).

#### 4.4 Análise espectral e regras de filtro sobre os preços futuros diários de café da BM&F-BOVESPA

Descreveram-se nesta subseção os resultados da análise espectral e aplicação de regras de filtro sobre os preços futuros de café da BM&F-BOVESPA para identificar o potencial de operações especulativas.

Assim, para fins analíticos, expressaram-se no Gráfico 19 a série contínua dos preços diários do contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA e as primeiras diferenças, tomadas como *proxy* da volatilidade realizada, entre 03.10.05 e 24.09.12:

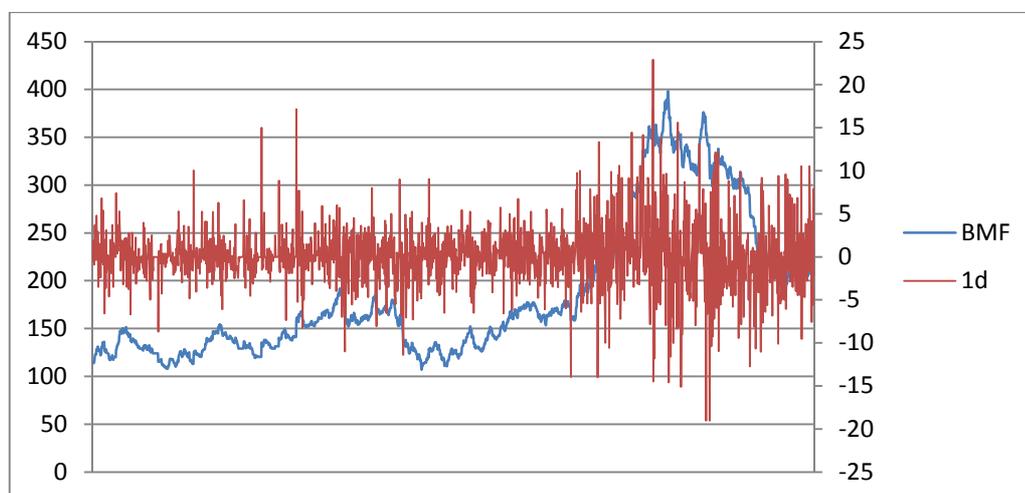


Gráfico 19 – Preços diários e primeiras diferenças. Contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA. Período: 03.10.05 a 24.09.12, série contínua. Em US\$/sc 60 kgs

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Analisando visualmente o Gráfico 1 pode-se apontar a ocorrência de três momentos distintos. O primeiro registrou a volatilidade e preços dentro de um intervalo mínimo e máximo dos preços, entre US\$ 110,00 e US\$ 175,00. No segundo a volatilidade aumentou significativamente, com os preços atingindo US\$ 400,00. A partir do terceiro, os preços recuaram para US\$ 200,00, entretanto associados a elevadas volatilidades.

O terceiro momento identificado pode estar associado ao forte incremento dos preços das *commodities* a partir de 2008, impulsionados pela alta dos preços do petróleo devida à crise *subprime*, com queda subsequente. Nesse sentido, pode-se distinguir a existência de um novo regime de preços de café iniciado em 2008, identificado por elevação dos preços médios

e da volatilidade, em linha com a tendência de preços internacionais de *commodities* (EUROPEAN COMMISSION, 2009).

Em adição, apontou-se na Tabela 35 os resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) das séries de preços futuros diários do café da BM&F-BOVESPA, no período analisado, valores em nível e primeiras diferenças:

Tabela 35 - Preços futuros da café na BM&F-BOVESPA. Resultado dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Séries em nível e primeiras diferenças. Períodos anuais com valores diários

Período	Série em nível <sup>1</sup>	Série em primeira diferença <sup>2</sup>
Teste ADF	-1,3216	-40,6086

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

<sup>1</sup> - Modelo com tendência e intercepto, valores críticos: -3.9956 (1%), -3.4281 (5%) e -3.1374 (10%);

<sup>2</sup> - Modelo sem tendência e intercepto, com valores críticos: -2.5744 (1%), -1.9421 (5%) e -1.6158 (10%).

Observou-se na Tabela 35 que as séries em nível apontavam a existência de raiz unitária, enquanto os valores em primeiras diferenças eram estacionárias. Dessa forma, usaram-se as primeiras diferenças das séries dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA na aplicação da análise espectral, procedimento análogo a Leuthold (1972).

Assim, registraram-se os resultados do teste da hipótese de eficiência semi-forte do mercado futuro de café brasileiro usando a análise espectral no período de 03.10.05 a 24.09.12 no Gráfico 20:

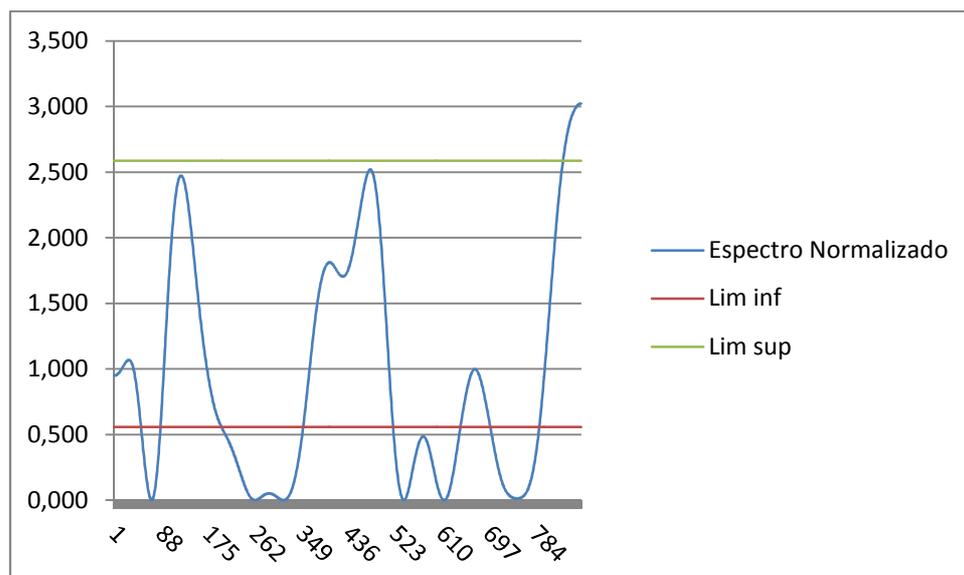


Gráfico 20 - Análise do espectro e intervalo de confiança. Preços dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, valores em US\$, em primeiras diferenças. Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

O exame do Gráfico 20 apontou a ocorrência de padrões cíclicos nos subconjuntos de tempo da série contínua de preços diários dos contratos futuros da café da BM&F-BOVESPA, uma vez que o periodograma da análise espectral dos subperíodos analisados registraram picos de valores fora do intervalo de confiança a 95% de significância. Dessa forma, rejeitou-se a hipótese de eficiência semi-forte (HEM) e o passeio aleatório, identificando a não eficiência do mercado futuro de café do Brasil.

Dessa forma, pode-se concluir que existiu a possibilidade de arbitragem usando contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA no período estimado. O registro alinhou-se com resultados de pesquisas similares em mercados futuros de *commodities* agropecuárias como, por exemplo, Peterson e Leuthold (1974) e Taylor (1980, 1982).

De forma similar, a rejeição da HEM para o mercado futuro de café reafirmou resultados de pesquisas anteriores, exemplificadamente as conclusões de Rausser e Carter (1983), Johnson et al. (1990) e Lamounier (2007). A rejeição da hipótese pode esclarecer a influência dos efeitos econômicos sobre o processo de precificação do grão no Brasil. Além disso, traduz-se em potencial atratividade para novas operações de *hedge* e especulação, contribuindo para elevar os volumes dos contratos futuros do grão negociados na BM&F-BOVESPA.

Em seguida à rejeição do passeio aleatório, aplicaram-se as regras de filtragem apontadas na seção de metodologia para definir estratégias operacionais com o contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA. A avaliação dos resultados, os retornos financeiros e o percentual de acertos positivos, conforme a Tabela 36:

Tabela 36 - Resultados da aplicação de regras de filtragem dos preços diários futuros de café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: 03.10.05 a 24.09.12

<b>Indicador</b>	<b>2%</b>	<b>4%</b>	<b>5%</b>	<b>7%</b>	<b>10%</b>
Retorno financeiro acumulado	-14,41	8,13	-152,88	187,17	153,26
Número de operações	306	192	167	119	88
Percentual de acertos	38,2%	38,5%	37,1%	47,1%	52,3%

Fonte: Elaborada com os resultados da pesquisa.

Os dados da Tabela 36 apontaram retornos financeiros baixos para as regras de filtragem de 2%, 4% e 5%. Entretanto, para os filtros de 7% e 10% os retornos financeiros foram positivos e elevados. Também, para os filtros de 7% e 10% o número de operações diminuiu e o percentual de acertos elevou-se. Registrou-se o retorno financeiro máximo para a regra de filtragem de 7%.

Assim, pode-se concluir que os preços futuros de café da BM&F-BOVESPA demonstraram padrões de comportamento similares aos de outras pesquisas sobre a aplicação de regras de filtragem em preços de *commodities* agropecuárias, apontando potencial de arbitragem intertemporal, analogamente aos resultados de Leuthold (1972), Irwin e Uhrig (1984), Park e Irwin (2004, 2007) e Miffre e Rallis (2007).

Em suma, as regras de filtragem aplicadas no contrato futuro de café da BM&F-BOVESPA apontaram resultados financeiros positivos, particularmente para valores de filtragem iguais ou superiores a 7%. Tal fato implica em maior atratividade para operações de especulação baseadas em expectativas de fortes variações dos preços, de alta ou baixa, elevando o potencial de aumento de liquidez do mercado, atraindo volumes crescentes de negócios.

#### 4.5 Previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA

A subseção registrou as etapas para a previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Examinaram-se os resultados dos diferentes modelos de previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA, volatilidade simples, média móvel de x semanas e GARCH (1, 1)<sub>t</sub>, comparando-se a eficiência preditiva. Inicialmente apontou-se no Gráfico 21 a trajetória da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA:

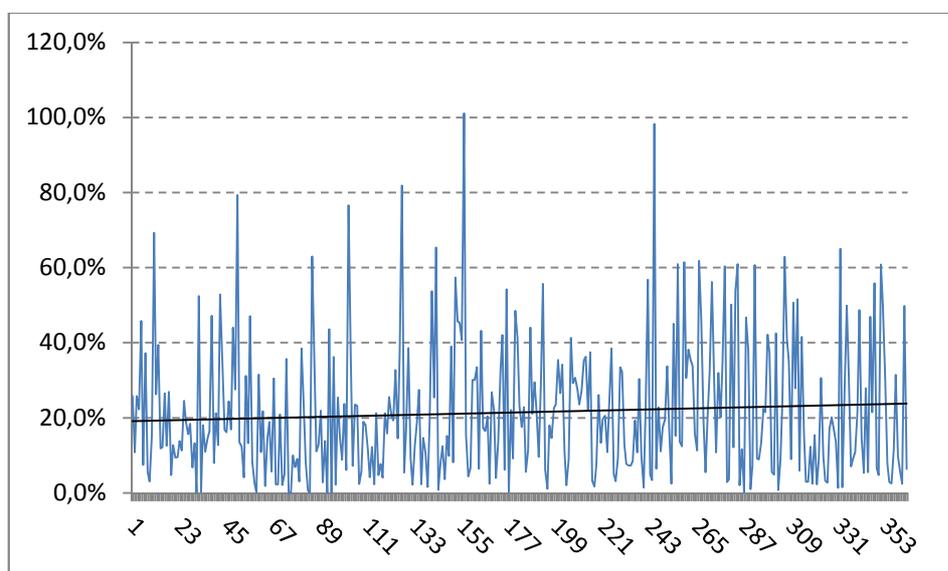


Gráfico 21 - Volatilidade semanal anualizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

A análise visual do Gráfico 21 apontou a tendência de aumento da volatilidade média. Também, alguns períodos registraram valores superiores a 60%, particularmente em períodos recentes, apontando a elevação da volatilidade dos preços do café no Brasil, em linha com os aumentos dos níveis e volatilidades das *commodities* (EUROPEAN COMMISSION, 2009).

A seguir registraram-se o histograma e as estatísticas descritivas da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA, conforme a Figura 1:

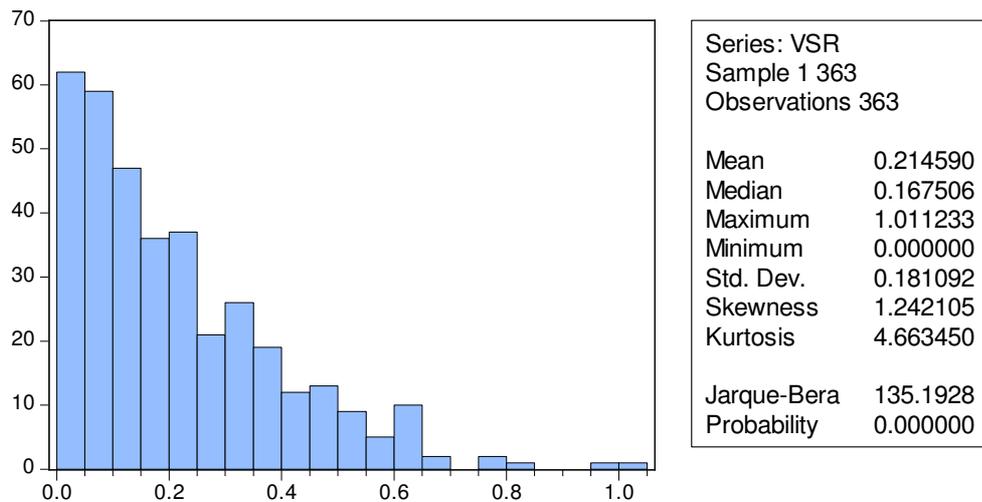


Figura 1- Histograma e estatísticas descritivas. Volatilidade semanal realizada dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

A Figura 1 apontou a concentração de valores baixos da volatilidade realizada dos preços futuros semanais do café da BM&F-BOVESPA. Entretanto, registraram-se valores superiores a 100%. Distingue-se novamente a elevada volatilidade dos preços do café no Brasil.

A próxima etapa ilustrou o cálculo da previsão da volatilidade realizada dos preços semanais do café da BM&F-BOVESPA aplicando os modelos simples, volatilidade histórica da média móvel simples de quatro semanas e GARCH (1, 1)<sub>t</sub>. Em particular, empregou-se o modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub> com a especificação:

$$\sigma_{t+1}^2 = 0,007592 + 0,79861\sigma_t^2 - 0,02691\varepsilon_t^2$$

A seguir, esquematizaram-se os resultados das previsões na Tabela 37:

Tabela 37 - Comparação dos resultados da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Resultados	Previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA		
	Simples <sup>1</sup>	Média móvel de quatro semanas <sup>2</sup>	GARCH (1, 1) <sub>t</sub> <sup>3</sup>
Média	21,5%	24,8%	23,8%
Robustez <sup>4</sup>	-0,00344	0,71592	0,19383
Viés <sup>5</sup>	-0,00054	-0,03322	-0,02419
Eficiência fraca <sup>6</sup>	-0,50067	0,01366	0,05776

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

<sup>1</sup> - Calculado aplicando-se a Eq. 31; <sup>2</sup> - calculado aplicando-se a Eq. 32; <sup>3</sup> - calculado aplicando-se a Eq. 33 e o modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub> apontado; <sup>4</sup> - calculada aplicando-se a Eq. 34; <sup>5</sup> - calculado aplicando-se a Eq. 35; <sup>6</sup> - calculada aplicando-se a Eq. 36. Para referência, o valor médio da volatilidade realizada semanal foi de 21,5%.

Os valores médios de volatilidade calculados pela média móvel de quatro semanas e pelo modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub> foram de 24,8% e 23,8%, superiores ao valor da volatilidade realizada, de 21,5%. O valor médio da volatilidade simples registrou 21,5%, idêntico ao valor da realizada.

Também, a análise da robustez das previsões apontou o menor valor para a volatilidade simples, de -0,00344. Os valores da média móvel de quatro semanas e pelo modelo GARCH(1, 1)<sub>t</sub> foram de 0,71592 e 0,19383, respectivamente. Assim, a volatilidade simples registrou a maior robustez preditiva.

De forma análoga, o viés da previsão de volatilidade simples registrou o valor de -0,00054, enquanto os valores da média móvel de quatro semanas e pelo modelo GARCH(1, 1)<sub>t</sub> foram de -0,03322 e -0,02419, respectivamente. Também, os valores negativos demonstraram que as previsões foram sistematicamente superestimadas, embora a previsão de volatilidade simples sublinhasse o menor viés.

Por seu turno, o menor valor do indicador de eficiência fraca foi de -0,50067 para a volatilidade simples, enquanto os valores da média móvel de quatro semanas e pelo modelo

GARCH  $(1, 1)_t$  foram de 0,01366 e 0,05776, respectivamente. O resultado demonstrou que a volatilidade simples foi mais eficiente.

Em adição, examinaram-se os gráficos dos erros. Os Gráficos 22, 23 e 24 registraram os erros da previsão da volatilidade simples, da média móvel de quatro semanas e do GARCH  $(1, 1)_t$ . Também compararam-se os histogramas e estatísticas descritivas dos erros, conforme as Figuras 2, 3 e 4:

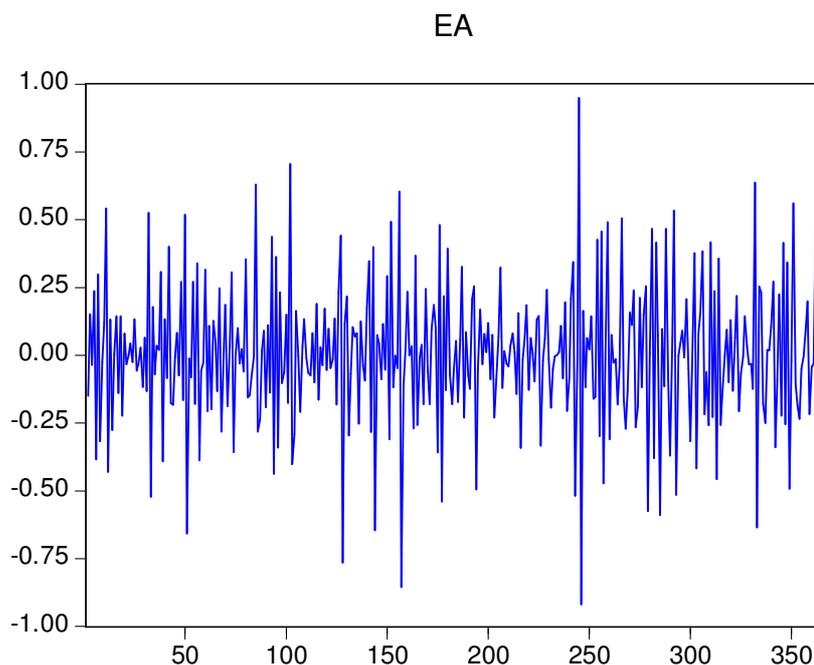


Gráfico 22 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade simples. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

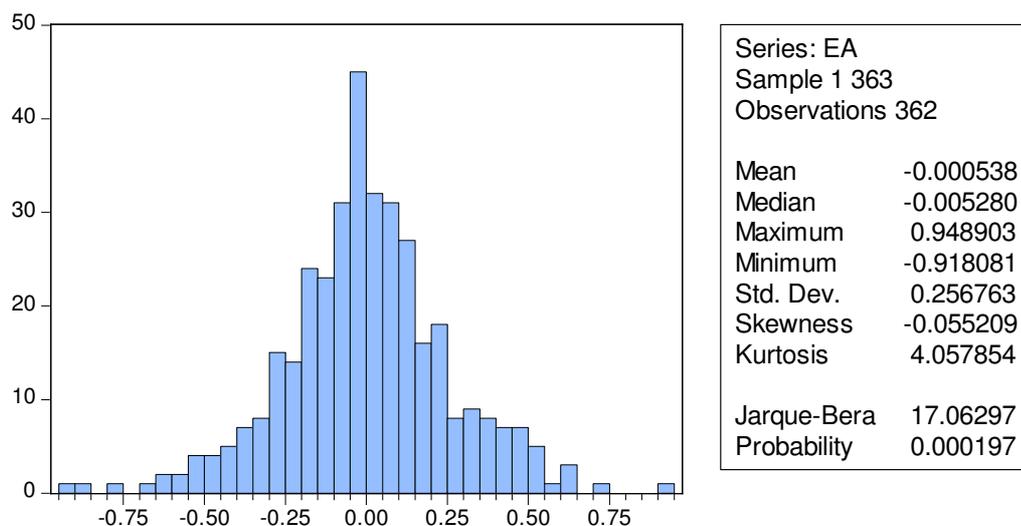


Figura 2 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade simples. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

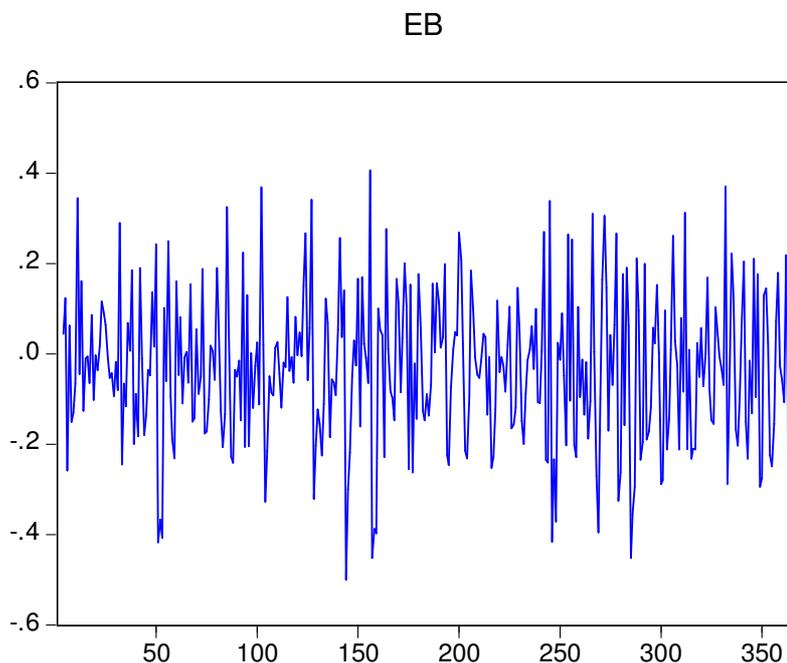


Gráfico 23 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade da média móvel de quatro semanas. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

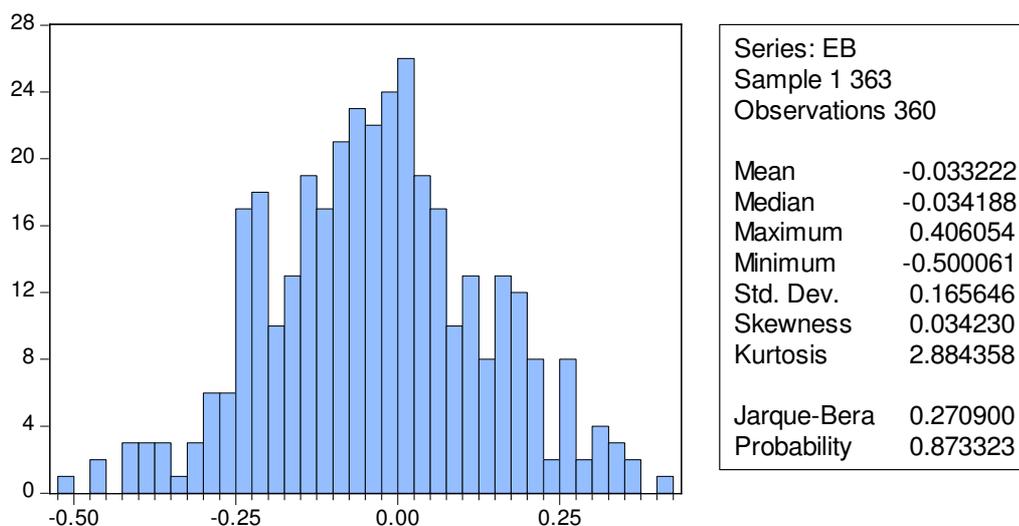


Figura 3 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo de volatilidade da média móvel de quatro semanas. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

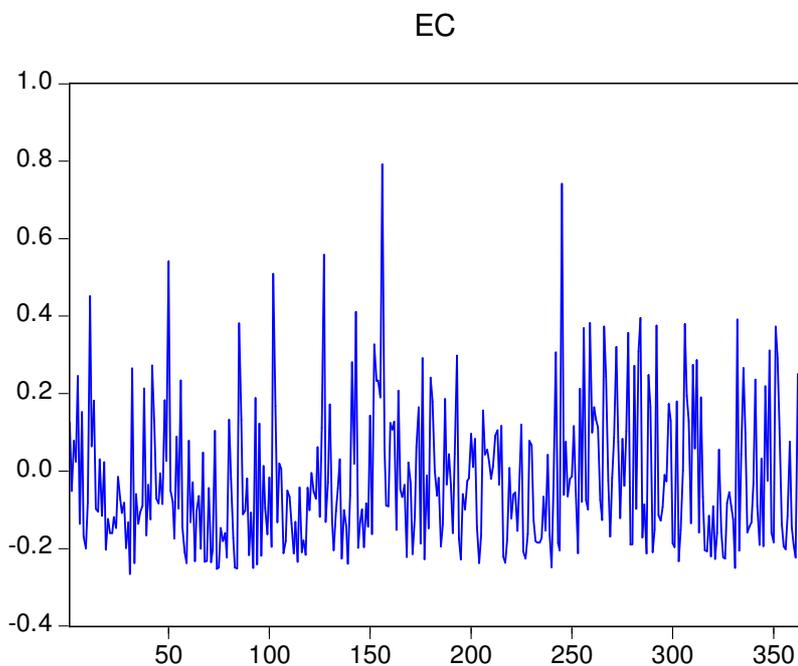


Gráfico 24 - Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub>. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

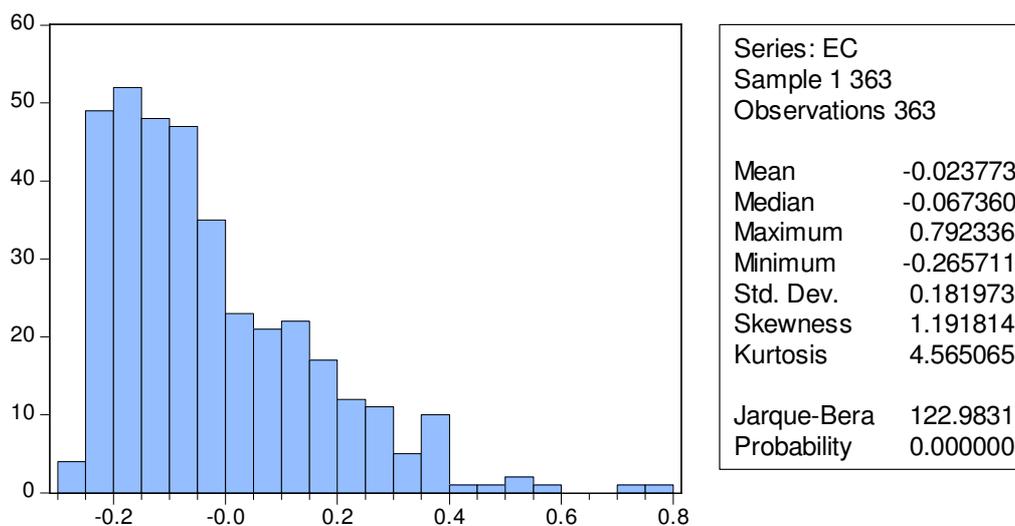


Figura 4 - Histograma e estatísticas descritivas. Erros de previsão da previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. Modelo GARCH (1, 1)<sub>t</sub>. Valores em US\$. Período: Período: 03.10.05 a 24.09.12

Fonte: Elaborada com os dados da pesquisa.

Pela análise dos gráficos e figuras inventariaram-se os histogramas e estatísticas descritivas dos erros de previsão da volatilidade semanal realizada dos preços futuros do café da BM&F-BOVESPA. A volatilidade simples apontou os erros com menor média, de  $-0,00054$ , embora com curtose elevada, de  $4,0579$ , dados confirmados pela inspeção visual do Gráfico 22 e Figura 2. Os valores médios dos erros dos outros dois modelos de volatilidade foram elevados, embora a volatilidade histórica da média de quatro semanas registrasse alto grau de normalidade, com estatística Jarque-Bera de  $0,2709$ .

Em suma, a volatilidade dos preços semanais do café do Brasil registrou valores elevados, expressando a necessidade de uso de modelos de previsão eficientes para previsão de curto prazo, a fim de aumentar a eficácia das decisões dos agentes da cadeia de oferta do café. Entretanto, a ausência de um mercado de opções doméstico sobre contratos futuros de café dificulta a obtenção da medida de volatilidade implícita.

Assim, o resultado divergiu de pesquisas similares sobre a previsão de volatilidade realizada de curto prazo dos preços agropecuários, como Manfredo e Sanders (2004) e Brittain, Garcia e Irwin (2011). Porém, pode-se usar outro método de previsão, em particular com componente autoregressivo da volatilidade, conforme o resultado da pesquisa, no qual a volatilidade simples de um período apontou a previsão mais eficiente.



## 5 RESUMO E CONCLUSÕES

Objetivou-se avaliar a eficiência econômica das decisões alocativas dos agentes da cadeia de café do BR, nas regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR) com o uso dos mercados futuros, destacadamente os contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA. Os contratos futuros de café domésticos podem ser aplicados para diferentes usos dos agentes da cadeia de oferta do grão para o gerenciamento do risco de preços. O gerenciamento do risco de preços é estratégico para gerar valor e apontar alternativas operacionais e financeiras mais eficazes para a cadeia do café brasileiro.

De fato, a produção de café é relevante para o agronegócio do Brasil. O país é o maior exportador mundial e ilustra atividades econômicas em diversas regiões brasileiras. Também, os contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA registram o segundo maior volume de negociação de contratos futuros agropecuários, inferior apenas aos contratos de boi gordo. Assim, objetivou-se avaliar aspectos operacionais de gerenciamento de risco dos preços do café brasileiro usando os contratos futuros domésticos.

Em particular, examinaram-se temas específicos de uso dos mercados futuros de café da BM&F-BOVESPA para o gerenciamento de risco de preços. A pesquisa atualizou e particularizou análises para o risco de preços do café do Brasil, destacadamente incluindo o novo regime de preços e volatilidade prevalente após 2008, resultante da crise financeira do *subprime*.

Assim, aplicando a modelagem *Value-at-Risk (VaR)* identificou-se elevado risco de preços a vista do café nas regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR), bem como de preços futuros da BM&F-BOVESPA e ICE. O resultado apontou métricas de risco dos preços regionais do café do Brasil. Também, alinhou-se com a tendência de preços recentes das commodities, apontando a necessidade de uso de instrumentos mitigadores de risco. Neste contexto, os mercados futuros compõem alternativas estratégicas para o gerenciamento de riscos usando mecanismos de mercados privados.

Também, as altas correlações entre os preços regionais do café no Brasil e os preços futuros da BM&F-BOVESPA, superior às correlações dos preços regionais com a ICE apontaram a relevância da BM&F-BOVESPA. Com efeito, os contratos de café da bolsa

doméstica podem ser usados em diversas estratégias e engenharias financeiras para mitigar o risco dos preços regionais.

Dessa forma, especificamente com relação à base do café entre os mercados regionais de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR) e a BM&F-BOVESPA, inovaram-se as pesquisas ao examinar o grau de risco de base. O risco de base decorria de operações de *hedge* do risco dos preços a vista regionais com os contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Assim, sob o novo regime de preços e volatilidade, identificaram-se o valor absoluto médio e a volatilidade da base. Também, aplicou-se modelagem ARMA para identificar modelos de previsão das bases regionais de café, com resultados eficientes. Ambos os resultados podem ser aplicados pelos agentes da cadeia de café para analisar as dinâmicas temporais da base.

Em adição, compuseram-se estratégias de *hedge* do risco dos preços regionais de café do país, comparando-se as eficiências de posições sem *hedge*, com *hedge* simples (*naïve*), com *hedge* ótimo estático e dinâmico GARCH-BEKK. Portanto, apesar dos resultados próximos das eficiências das estratégias de *hedge* ótimo estático e dinâmico, o *hedge* dinâmico permite calibrar as posições dos portfólios no tempo, resultando em maior eficácia alocativa. O resultado de maior eficiência do *hedge* dinâmico do risco de preço regional do café do Brasil com contratos futuros da BM&F-BOVESPA alinhou-se com outras pesquisas similares. Entretanto, a diferença foi a atualização do arcabouço analítico examinando o recente regime de preços do café.

Outro ponto investigado foi o potencial de atração de operações especulativas dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA. Usando-se análise espectral, identificaram-se ciclos periódicos nos preços diários, que não confirmaram a hipótese de eficiência de mercado, possibilitando operações de arbitragem. Em seguida, aplicando-se regras de filtragem identificou-se o retorno financeiro e o grau de acerto percentual das operações de compra e venda no período analisado, apontando lucratividade. A lucratividade potencial pode atrair maior volume de operações de especulação para os contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA, aumentando a eficiência do processo de transferência de risco e de descoberta de preços futuros.

Por último compararam-se modelos de previsão da volatilidade realizada semanal dos preços futuros de café da BM&F-BOVESPA. O cálculo da volatilidade semanal futura é um parâmetro operacional estratégico para os agentes da cadeia de oferta de café do Brasil, apontando ajustes de volumes de produção, armazenagem e comercialização e calibragem de

estratégias de hedge. A volatilidade prevista usada conjuntamente com os preços futuros identifica a futura distribuição temporal dos preços, descrevendo trajetórias prováveis dos preços futuros.

Entretanto os baixos volumes das operações com contratos de opções de café da BM&F-BOVESPA não permitiram obter a volatilidade implícita das opções. Assim, aplicaram-se o modelo simples, a média móvel de quatro semanas e o GARCH  $(1, 1)t$ . As previsões mais eficiente foram registradas pelo modelo simples, traduzindo forte componente autoregressivo da volatilidade. Porém os resultados da modelagem podem ser aplicados pelos agentes da cadeia de oferta de café do Brasil para esquematizar futuras trajetórias da volatilidade.

Em resumo, os resultados da pesquisa atualizaram temas relevantes para o gerenciamento de risco de preço do café das regiões de Mogiana (SP), Planalto (SP), Cerrado (MG), Sul de Minas (MG), Zona da Mata (MG) e Noroeste (PR), bem como dos contratos futuros da BM&F-BOVESPA. Os resultados podem ser aplicados em decisões dos agentes da cadeia de oferta de café nas diversas regiões produtoras do Brasil. Entretanto, como futuras pesquisa apontam-se a aplicação do arcabouço analítico para outras commodities agropecuárias brasileiras, identificando padrões e características comportamentais. Também, outros temas de pesquisa futura poderiam ser a análise de sistemas operacionais (*trading systems*) nos preços futuros agropecuários brasileiros, o exame das razões dos baixos volumes das opções de café da BM&F-BOVESPA, o uso alternativo de opções de café da ICE e a aplicação de modelos analíticos mais densos tecnicamente para previsão de base.



**REFERÊNCIAS**

AARON, H.J. Presidential address – seeing through the fog: policymaking with uncertain forecasts. **Journal of Policy Analysis and Management**, Washington, v. 19, n. 2, p. 193-206, 2000.

ADAM, T.R.; FERNANDO, C.S. **Hedging, speculation and shareholder value**. Hong Kong University of Science and Technology. Manuscrito. p. 56, 2006. Disponível em: [http://repository.ust.hk/dspace/bitstream/1783.1/1530/1/selective\\_hedging.pdf](http://repository.ust.hk/dspace/bitstream/1783.1/1530/1/selective_hedging.pdf). Acesso em: 15 jan. 2012.

ADAM, B.D.; GARCIA, P.; HAUSER, R.J. The value of information to hedgers in the presence of futures and options. **Review of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 18, n. 3, 1996. p. 437-447.

ALLAYANNIS, G.; WESTON, J.P. The use of foreign currency derivatives and firm market value. **The Review of Financial Studies**, Cary, v. 14, n. 1, p. 243-276, 2001.

ALLEN, D.E.; SOM, L.M. On the efficiency of the UK rubber market. **Empirical Economics**, Viena, v. 12, p. 179-95, 1987.

ANDERSEN, T.G.; BOLLERSLEV, T. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. **International Economic Review**, Malden, v. 39, n. 4, p. 885-905, 1998.

ANDERSON, R.W.; DANTHINE, J.P. The time pattern of hedging and the volatility of futures prices. **The Review of Economic Studies**, Estocolmo, v. 50, n. 2, p. 249-266, 1983.

BACHA, E.L. Política brasileira do café. In MARTINS, M. & JOHNSTON EXPORTADORES LTDA, (Ed.), **150 Anos de Café**. Rio de Janeiro, p.15-122, 1992.

BAILLIE, R.T.; MYERS, R.J. Bivariate garch estimation of the optimal commodity futures hedge. **Journal of Applied Econometrics**, Malden, v. 6, n. 2, p. 109-124, 1991.

BARTRAM, S.M.; BROWN, G.W.; CONRAD, J. The effects of derivatives on firm risk and value. MPRA Paper no 9831. Mimeo, p. 48. 2006. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/9831/>. Acesso em: 1 fev. 2013.

BARTRAM, S.M.; BROWN, G.W.; FEHLE, F.R. International evidence on financial derivatives usage. Lancaster University. Manuscrito, p. 69, 2003. Disponível em: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.194.6889&rep=rep1&type=pdf>. Acesso em: 12 jan. 2012.

BERA, A.K.; GARCIA, P.; ROH, J.S. **Sankhyā**: the Indian Journal of Statistics, Kolkata, v. 59, n. 3, p. 346- 368, 1977.

BITENCOURT, W.A.; SILVA, W.S.; SÁFADI, T. Hedge dinâmicos: uma evidência para os contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.

BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 81, n. 3, p. 637-654, 1973.

BLOOMBERG. **Dados das séries temporais de café a vista e futuros**. Disponível em: <<http://www.bloomberg.com.br>>. Acesso em: 1 dez. 2012.

BM&F-BOVESPA. **Boletim Diário**. 2013. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br>>. Acesso em: 10 ago. 2012.

\_\_\_\_\_. **Especificações do contrato future de café**. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br>>. Acesso em: 10 mar. 2013.

BODNAR, G.M.; MARSTON, R.C.; HAYT, G. 1998 **Survey of financial risk management by U.S. non-financial firms**. Wharton School, University of Pennsylvania e Canadian Imperial Bank of Commerce (CIBC). Manuscrito, p. 31, 1998. Disponível em: <<http://finance.wharton.upenn.edu/~bodnarg/courses/readings/survey98.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2012.

BOEHLJE, M. **Risk in U.S. agriculture: new challenges and new approaches**. Staff paper no 02-07. Purdue University. Dept. of Agricultural Economics. Manuscrito. p. 30, 2002. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/28614/1/sp02-07.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2012.

BOEHLJE, M.; GLOY, B. **Managing the risk – capturing the opportunity in crop farming**. Purdue University. Center for Commercial Agriculture. Manuscrito, pp. 8, 2011. Disponível em: <[http://www.agecon.purdue.edu/commercialag/progevents/Manage\\_Risk\\_Webinar/managing%20the%20risk.pdf](http://www.agecon.purdue.edu/commercialag/progevents/Manage_Risk_Webinar/managing%20the%20risk.pdf)>. Acesso em: 15 jan. 2012.

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

BOOTH, W.C.; COLOMB, G.C.; WILLIAMS, J.M. **The craft of research**. 3. Ed. Chicago: The University of Chicago Press, 317 p. 2008.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M.; REINSEL, G.C. **Time series analysis: forecasting and control**. 4. Ed., Hoboken: John Wiley & Sons, 746 p., 2008.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. **Estatísticas de produção e comercialização agropecuária**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 1 fev. 2013.

BRITTAIN, L.; GARCIA, P.; IRWIN, S.H. Live and feeder cattle options markets: returns, risk, and volatility forecasting. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 36, n. 1, p. 28-47, 2011.

BRIYS, E.; CHOUHY, M.; SCHLESINGER, H. Optimal hedging in a futures market with background noise and basis risk. **European Economic Review**, Amsterdã, v. 37, n. 5, p. 949–960, 1993.

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

BRUM, A.; MULLER, P.K. A realidade da cadeia do trigo no Brasil: o elo produtores/cooperativas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 145-169, 2008.

CARGILL, T.F.; RAUSSER, G.C. Temporal price behavior in commodity futures markets. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 30, n. 4, p. 1043-1053, 1975.

CASSIDY, S.M.; CONSTAND, R.L.; CORBETT, R.B. The market value of the corporate risk management function. **The Journal of Risk and Insurance**. Malden, v. 57, n.4, p. 664-670, dez.1990.

CASTELINO, M.G. Hedge effectiveness: basis risk and minimum-variance hedging. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 12, n. 2, p. 187–201, 1992.

CECCHETTI, S.G.; CUMBY, R.E.; FIGLEWSKI, S. Estimation of optimal futures hedge. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70, p. 623-30, 1988.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba (SP) **Estatísticas de indicadores de preços agropecuários**. Disponível em: <[www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)>. Acesso em: 1 dez. 2011.

CHANG, C.L.; MCALEER, M.; TANSUCHAT, R. Analyzing and forecasting volatility spillovers, asymmetries and hedging in major oil markets. **Energy Economics**, Amsterdã, v. 32, p. 1445–1455, 2010.

\_\_\_\_\_. Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. **Energy Economics**, Amsterdã, v. 33, n. 5, p. 912–923, 2011.

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

CHRISTENSEN, B.J.; PRABHALA, N.R. The relation between implied and realized volatility. **Journal of Financial Economics**, Amsterdã, v. 50, p. 125-150, 1998.

CHRISTOFFERSEN, P.F.; DIEBOLD, F.X. How relevant is volatility forecasting for financial risk management. **Review of Economics and Statistics**, Oxford, v. 82, p. 12-22, 2000.

CME GROUP. **Daily exchange volume and open interest**. 2012. Disponível em: <<http://www.cmegroup.com/market-data/volume-open-interest/exchange-volume.html>>. Acesso em: 10 ago. 2012.

COLLINS, R.A. Toward a positive economic Theory of Hedging. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 79, n. 2, p. 488-499, 1997.

DALIAN COMMODITY EXCHANGE – DCE. **Market statistics**. 2012. Disponível em: <<http://www.dce.com.cn/portal/cate?cid=1261736328100>>. Acesso em: 10 ago 2012.

DANA, J.; GILBERT, C.L. **Managing agricultural price risk in developing countries**. Università degli Studi di Trento. Dipartimento di Economia. Manuscrito, pp. 52, 2008. Disponível em: <[http://www.unitn.it/files/19\\_08\\_gilbert.pdf](http://www.unitn.it/files/19_08_gilbert.pdf)>. Acesso em: 10 jan. 2012.

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

DARK, J. Basis convergence and long memory in volatility when dynamic hedging with futures. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 42, n. 4, p.1021-1040, 2007.

DAWSON, P. J. The UK pig cycle: a spectral analysis. **British Food Journal**, Bingley, v. 111, n. 11, p. 1237-1247, 2009.

DELFIN NETTO, A. **O problema do café no Brasil**. Instituto Brasileiro do Café - IBC. Ensaio sobre o Café e Desenvolvimento Econômico, Rio de Janeiro, p. 41-160, 1973.

DHUYVETTER, K.C.; KASTENS, T.L. Forecasting crop basis: practical alternatives. NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, 1988. **Anais...** Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 1 set. 2012.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DUFFIE, D.; PAN, J. An overview of value at risk. **The Journal of Derivatives**, Nova Iorque, v. 4, n. 3, p. 7-49, 1997.

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

EGELKRAUT, T.M.; GARCIA, P. Intermediate volatility forecasts using implied forward volatility: the performance of selected agricultural commodity options. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 1, n. 3, p. 508-528, 2006.

EGELKRAUT, T.M.; GARCIA, P.; SHERRICK, B.J. The term structure of implied forward volatilities: recovery and informational content in the corn options market. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 89, n. 1, p. 1-11, 2007.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. Ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 517 p., 2010.

ENGLE, R. GARCH 101: the use of ARCH/GARCH models in applied econometrics. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 15, n. 4, p. 157-168, 2001.

ENGLE, R.F.; KRONER, K.F. Multivariate simultaneous generalized Arch. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

EUROPEAN COMMISSION. **Historical price volatility**. p. 10. 2009. Disponível em: <[http://ec.europa.eu/agriculture/analysis/tradepol/commodityprices/volatility\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/analysis/tradepol/commodityprices/volatility_en.pdf)>. Acesso em: 15 jan. 2012.

FACKLER, P.L.; KING, R.P. Calibration of option-based probability assessments in agricultural commodity markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 72, n. 1, p. 73-83, 1990.

FACKLER, P.L.; MCNEW, K.P. Multiproduct hedging: theory, estimation and an application. **Review of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 15, n. 3, p. 521-535, 1993.

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

FAMA, E.F.; MACBETH, J.D. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FIGLEWSKI, S. Hedging performance and basis risk in stock index futures. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 39, n. 3, Papers and Proceedings, Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, San Francisco, CA, December 28-30, 1983, p. 657-669, 1984.

FIGLEWSKI, S. Forecasting Volatility. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, Malden, v. 6, n. 1, p. 1-88, 1997.

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

FRECHETTE, D.L. The demand for hedging and the value of hedging opportunities. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 82, n. 4, p. 897-907, 2000.

\_\_\_\_\_. The demand for hedging with futures and options. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 21, n. 8, p. 693-712, 2001.

FROOT, K.A.; SCHARFSTEIN, D.S.; STEIN, J.C. Risk management coordinating corporate investment and financing policies. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 48, n. 5, p. 1629-1658, 1993.

GARCIA, P.; HUDSON, M.A.; WALLER, M.L. The pricing efficiency of agricultural futures markets: an analysis of previous research results. **Southern Journal of Agricultural Economics**, Athens, v. 10, n. 1, p. 119-130, Jul. 1988.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R.M.; SARHAN, M.E. Basis risk: measurement and analysis of basis fluctuations for selected livestock markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 66, n. 4, p. 499-504, 1984.

GEMECH, F.; MOHAN, S.; REEVES, A.; STRUTHERS, J. Market-based price-risk management: welfare gains for coffee producers from efficient allocation of resources. **Oxford Development Studies**, Oxford, v. 39, n. 1, p. 49-68, 2011.

GEMECH, F.; STRUTHERS, J. Coffee price volatility in Ethiopia: effects of market reform programmes. **Journal of International Development**, Malden, v. 19, p. 1131-1142, 2007.

GHOSH, A. Hedging with stock index futures: estimation and forecasting with error correction model. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 13, n. 7, p. 743-752, 1993.

GLASSERMAN, P.; WU, Q. Forward and future implied volatility. **International Journal of Theoretical and Applied Finance**, Cingapura, v. 14, n. 3, p. 407-432, 2011.

GOSS, B. The semi-strong form efficiency of the London Metal Exchange. **Applied Economics**, Abingdon, v. 15, n. 5, p. 681-698, 1983.

GRAHAM, J.R.; SMITH JR., C.W. Tax incentives to hedge. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 54, n. 6, p. 2241-2262, 1999.

GRANGER, C.W.J. The typical spectral shape of an economic variable. **Econometrica**, Malden, v. 34, n. 1, p. 150-161, 1966.

GRANT, D.; EAKER, M.D. Complex hedges: how well do they work? **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 9, n. 1, p. 1986-1998, 1989.

GUAY, W.; KOTHARI, S.P. How much do firms hedge with derivatives? **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 70, p. 423-461, 2003.

HAIGH, M.S.; HOLT, M.T. Hedging multiple price uncertainty in international grain trade. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 82, n. 4, p. 881-896, 2000.

HARTMAN, D.G. The egg cycle and the ability of recursive models to explain it. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 56, n. 2, p. 254-262, 1974.

HARTZMARK, M.L. Is risk aversion a theoretical diversion ? **Review of Futures Markets**, Massillon, v. 7, p. 1-26. 1988.

HARWOOD, J.; HEIFNER, R.; COBLE, K.; PERRY, J.; SOMWARU, A. **Managing risk in farming: concepts, research and analysis**. Agricultural Economic Report No. 774. U. S. Department of Agriculture. Manuscrito, pp. 130, 1999. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/publications/aer774/aer774.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2012.

HATCHETT, R.B.; BRORSEN, B.W.; ANDERSON, K.B. Optimal length of moving average to forecast futures basis. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 35, n. 1, p. 18-33, 2010.

HAUSHALTER, G.D. Financing policy, basis risk, and corporate hedging: evidence from oil and gas producers. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 55, n. 1, p. 107-152, 2000.

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

HOLTHAUSEN, D.M. Hedging and the competitive firm under price uncertainty. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 69, n. 5, p. 989-995, 1979.

HULL, J. **Options, futures and other derivatives**. 7. ed. Pearson-Prentice Hall Ed., p. 814, 2009.

INTERNATIONAL COMMODITY EXCHANGE – ICE. **Estatísticas sobre contratos futuros de açúcar e café**. Disponível em: <http://www.ice.com>. Acesso em: 20 jan. 2013.

\_\_\_\_\_. **Coffee futures contract specifications**. Disponível em: <http://www.ice.com>. Acesso em: 20 jan. 2013.

IRWIN, S.H.; SANDERS, D.R. Testing the Masters hypothesis in commodity futures markets. **Energy Economics**, Amsterdã, v. 34, p. 256-269, 2012.

IRWIN, S.H.; UHRIG, J.W. Technical Analysis - A Search for the Holy Grail ? NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. 1984. **Anais ...** . Disponível em: <http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>. Acesso em: 1 set. 2011.

JIANG, B.; HAYENGA, M. Corn and soybean basis behavior and forecasting: fundamental and alternative approaches. NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, 1997. **Anais ...** . Disponível em: <http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>. Acesso em: 1 dez. 2012.

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

JOHNSON, R.L.; ZULAUF, C.R.; IRWIN, S.H.; GERLOW, M.E. The soybean complex spread: an examination of market efficiency from the viewpoint of a production process. NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. 1990. **Anais ...** . Disponível em: <http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>. Acesso em: 1 set. 2011.

JORION, P. The exchange-rate exposure of U.S. multinationals. **The Journal of Business**, Chicago, v. 63, n. 3, p. 331-345, jul.1990.

\_\_\_\_\_. Predicting volatility in the foreign exchange market. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 50, n. 2, p. 507-528, jun. 1995.

\_\_\_\_\_. Risk<sup>2</sup>: measuring the risk in value at risk. **Financial Analysts Journal**, Charlottesville, v. 52, n. 6, p. 47-56, nov./dez. 1996.

KAHL, K.H. Determination of the recommended hedging ratio. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 65, n. 3, p. 603-605, 1983.

KARP, L.S. Methods for selecting the optimal dynamic hedge when production is stochastic. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 69, n. 3, p. 647-657, 1987.

KEBEDE, Y. **Causality and efficiency in the coffee futures market**. Munich Personal RePec Archives. Paper n<sup>o</sup> 646. Mimeo, p. 18. 1992. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/646/>. Acesso em: 1 jun. 2012

KLOTZLE, M.C.; PINTO, A.C.F.; SIMÕES, M.D.; GOMES, L.L. Análise da efetividade de políticas de hedge no mercado de dólar futuro no Brasil. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 365-382, 2011.

KOOPMANS, L.H. **The spectral analysis of time series**. 1. ed. São Diego: Academic Press, 366 p. 1995.

KRONER, K.F.; KNEAFSEY, K.P.; CLAESSENS, S. Forecasting volatility in commodity markets. **Journal of Forecasting**, Malden, v. 14, p. 77-95, 1995.

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

LAMOUNIER, W.M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 14, n. 1, p. 13-23, 2007.

LAPAN, H.; MOSCHINI, G. Futures Hedging under Price, Basis, and Production Risk. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 76, n. 3. p. 465-477, 1994.

LAZZARINI, D.A.B. **A taxa ótima de hedge no mercado brasileiro do boi gordo: uma abordagem com BEKK, DCC e BEKK com dummies de safra e entressafra**. 2010. 41 p. Dissertação de mestrado. Escola de Economia de São Paulo/FGV, 2010.

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

LENCE, S. The economic value of minimum-variance hedges. **American Journal of Agricultural Economics, Milwaukee**, v. 77, n. 2, p. 353-364, 1995.

\_\_\_\_\_. Relaxing the assumptions of minimum-variance hedging. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 21, n. 1, p. 39-55, 1996.

LEUTHOLD, R.M. Random walk and price trends: the live cattle futures market. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 27, n. 4, p. 879-889, 1972.

LEUTHOLD, R.M.; JUNKUS, J.C.; CORDIER, J.E. 1989. **The Theory and Practice of Futures Markets**. 1. ed. Toronto: Lexington Books, D. C. Heath and Company, 489 p., 1989.

LEUTHOLD, R.M.; PETERSON, P.E. The cash-futures price spread for live hogs. **North Central Journal of Agricultural Economics**, Columbus, v. 5, n. 1, p. 25-29, 1983.

LIEN, D.; YANG, L Asymmetric effect of basis on dynamic futures hedging: empirical evidence from commodity markets. **Journal of Banking & Finance**, Chicago, v. 32, p. 187-198, 2008.

MACKAY, P.; MOELLER, S.B. The value of corporate risk management. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 62, n. 3, p. 1379-1419, 2007.

MAIA, F.N.C.S.; AGUIAR, D.R.D. Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade. **Gestão & Produção**, São Carlos, v.17, n. 3, p. 617-626, 2010.

MANFREDO, M.R.; LEUTHOLD, R.M. Value-at-Risk analysis: a review and the potential for agricultural applications. **Review of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 21, n. 1, p. 99-111, 1999.

\_\_\_\_\_. Market risk and the cattle feeding margin: an application of value-at-risk. **Agribusiness**. Malden, v. 17, n. 3, p. 333-353, 2001.

MANFREDO, M.R.; LEUTHOLD, R.M.; IRWIN, S.H. Forecasting fed cattle, feeder cattle, and corn cash price volatility: the accuracy of time series, implied volatility, and composite

approaches. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Athens, v. 33, n. 3, p. 523-538, 2001.

MANFREDO, M.R.; SANDERS, D.R. The forecasting performance of implied volatility from live cattle options contracts: implications for agribusiness risk management. **Agribusiness**, Athens, v. 20, n. 2, p. 217-230, 2004.

MARSHALL, B.R.; CAHAN, R.H.; CAHAN, J.M. Can commodity futures be profitably traded with quantitative market timing strategies? **Journal of Banking & Finance**, Amsterdã, v. 32, p. 1810–1819, 2008.

MARTINEZ, S.W.; ZERING, K.D. Optimal dynamic hedging decisions for grain producers. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 74, n. 4, p. 879-888, 1992.

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

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

MERCADO A TÉRMINO DE BUENOS AIRES – MaTBA. **Futuros por posición**. 2012. Disponível em: <http://www.matba.com.ar/datacenter/datacenter.aspx>. Acesso em: 10 ago. 2012.

MEYERS, W.H.; MEYER, S. **Causes and implications of the food price surge**. United Nations World Economic Situation and Prospects 2009. Manuscrito, pp. 54, 2008. Disponível em: [http://www.un.org/esa/policy/wess/wesp2009files/wesp09bkgroundpaper\\_meyer.pdf](http://www.un.org/esa/policy/wess/wesp2009files/wesp09bkgroundpaper_meyer.pdf). Acesso em: 15 jan. 2012.

MIFFRE, J.; RALLIS, G. Momentum strategies in commodity futures markets. **Journal of Banking & Finance**, Amsterdã, v. 31, p. 1863–1886, 2007.

MINTON, B.A.; SCHRAND, C. The impact of cash flow volatility on discretionary investment and the costs of debt and equity financing. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 54, p. 423-460, 1999.

MOHAN, S. Market-based price-risk management for coffee producers. **Development Policy Review**, Malden, v. 25, n. 3, p. 333-354, 2007.

MOHAN, S.; LOVE, J. Coffee futures: role in reducing coffee producers price risk. **Journal of International Development**, Malden, v. 16, p. 983–1002, 2004.

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

MÜLLER, C.A.S. **Análise das estratégias estáticas e dinâmicas de hedge para o mercado brasileiro de café arábica**. 2007. 132 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007. Disponível em: <http://www.ufv.br> Acesso em: 1 dez. 2012.

MURPHY, J.A. The seasonality of risk and return on agricultural futures positions. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 69, n. 3, p. 639-646, 1987.

MYERS, R.J. Estimating time-varying optimal hedge ratios on futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 20, n. 1, p. 73-87, 2000.

MYERS, R.J.; THOMPSON, S.R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 71, n. 4, p. 858-868, 1989.

NETZ, J.S. An empirical test of the effect of basis risk on cash market positions. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 16, n. 3, p. 289-31, 1996.

NISHIJIMA, M.; SAES, M.S.M.; POSTALI, F.A.S. Análise de concorrência no mercado mundial de café verde. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 1, p. 69-82, 2012.

NOUSSINOV, M.A.; LEUTHOLD, R.M. Optimal hedging strategies for the U.S. cattle feeder. **Journal of Agribusiness**, Athens, v. 17, n. 1, p. 1-19, 1999.

OHANIAN, G.; EID JR., W. Operações indexadas ao percentual do CDI: precificação e hedge dinâmico usando o contrato DI futuro da BM&F. Encontro Brasileiro de Finanças, 2008. Mimeo, pp. 15. Disponível em: <[http://www.williameid.com.br/pdf/precificacao\\_hedge\\_dinamico\\_em\\_opcoes\\_cdi.pdf](http://www.williameid.com.br/pdf/precificacao_hedge_dinamico_em_opcoes_cdi.pdf)>. Acesso em: 15 set. 2012.

OTTO, S.; Does the London Metal Exchange follow a random walk? Evidence from the predictability of futures prices. **The Open Economics Journal**, Sharjah, v. 3, p. 25-42, 2010.

OUATTARA, K.; SCHROEDER, T.C.; SORENSON, L. Potential use of futures markets for international marketing of Cote d'Ivoire coffee. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 10, n. 2, p. 113-122, 1990.

OZAKI, V.A. O papel do seguro na gestão do risco agrícola e os empecilhos para o seu desenvolvimento. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 4, p. 75-92, out./mar. 2007.

PARK, C.; IRWIN, S.H. **The profitability of technical analysis: a review**. *AgMAS Project Research Report No. 2004-04*, University of Illinois at Urbana-Champaign. Disponível em: <[http://www.farmdoc.illinois.edu/marketing/agmas/reports/04\\_04/AgMAS04\\_04.pdf](http://www.farmdoc.illinois.edu/marketing/agmas/reports/04_04/AgMAS04_04.pdf)>. Acesso em: 1 set. 2011.

\_\_\_\_\_. What do we know about the profitability of technical analysis? **Journal of Economic Surveys**, Malden, v. 21, n. 4, p. 786-826, 2007.

PECK, A.E.; NAHMIAS, A.M. Hedging your advice: do portfolio models explain hedging? **Food Research Institute Studies**, Stanford, v. 17, p. 599-615. 1989.

PENNINGS, J.E.; GARCIA, P. Hedging behavior in small and medium-sized enterprises: The role of unobserved heterogeneity. **Journal of Banking & Finance**, Amsterdã, v. 28, p. 951-978, 2004.

PENNINGS, J.E.; LEUTHOLD, R.M. The motivation for hedging revisited. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 20, n. 9, p. 865–885, 2000.

PENNINGS, J.M.; MEULENBERG, M.T.G. Hedging efficiency: a futures exchange management approach. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 17, n. 5, p. 599–615, 1997.

PETERSON, P.E.; LEUTHOLD, R.M. Using mechanical trading systems to evaluate the weak form efficiency of futures markets. **Southern Journal of Agricultural Economics**, Athens, v. 14, n. 1, p. 147-151, 1982.

PINDYCK, R.S. **The dynamics of commodity spot and futures markets: a primer**. Massachusetts Institute of Technology. Manuscrito, pp. 40, 2001. Disponível em: <<http://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/44974/2001-002.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 10 jan. 2012.

POTESHMAN, A.M. Forecasting future variance from option prices. OFOR Paper Number 00-07. **University of Illinois at Urbana-Champaign**. 2000. 67 p. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.197.9432&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 30 nov. 2011.

PRAETZ, P.D. Testing the efficient markets theory on the Sydney Wool Futures Exchange, **Australian Economic Papers**, Malden, v. 14, n. 25, p. 240-249, 1975.

RAUSSER, G.C.; CARGILL, T.F. An application of spectral analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 52, n. 1, p. 109-121, 1970.

RAUSSER, G.C.; CARTER, C. Futures market efficiency in the soybean complex, **The Review of Economics and Statistics**, Oxford, v. 65, n. 3, p. 469-478, 1983.

SAMITAS, A.; TSAKALOS, I. Hedging effectiveness in shipping industry during financial crises. **International Journal of Financial Markets and Derivatives**, Geneva, v. 1, n. 2, p. 196-212, 2010.

SANDERS, D.J.; BAKER, T.G. Forecasting Corn and Soybean Basis Using Regime-Switching Models. NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. St. Louis, 2012. **Anais ...**. Disponível em: <<http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134>>. Acesso em: 1 jan. 2013.

SANDERS, D.J.; MANFRETO, M.R. Forecasting basis levels in the soybean complex: a comparison of time series methods. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Athens, v. 38, n. 3, p. 513-523, 2006.

SARASSORO, G.F.; LEUTHOLD, R.M. Offshore commodity hedging under floating exchange rates: comment. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 70, n. 3, p. 724-726, 1988.

SCHWARTZ, E.S. The stochastic behavior of commodity prices: implications for valuation and hedging. **The Journal of Finance**. Chicago, Anais da 57ª Reunião Anual da American Finance Association, v. 52, n. 3, p. 923-973, 1997.

SEPHTON, P.S. Optimal hedge ratios at the Winnipeg Commodity Exchange. **The Canadian Journal of Economics**, Montreal, v. 26, n. 1, p. 175-193, 1993.

SHI, W.; IRWIN, S.H. Optimal hedging with a subjective view: an empirical Bayesian approach. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 87, n. 4, p. 918-930, 2005.

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

SILVEIRA, R.L.F. **Análise das operações de cross-hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F**. 2010. 106 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br>>. Acesso em: 1 mar. 2013.

SIMON, D.P. Implied volatility forecasts in the grains complex. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 22, n. 10, p. 959-981, 2002.

SMITH, C.W.; STULZ, R.M. The determinants of firms' hedging policies. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 20, n. 4, p. 391-405, dez. 1985.

SOUZA, W.A.R. **Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos mercados futuros e de opções**. 2010. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-14122010-081715/>>. Acesso em: 1 mar. 2012.

SOUZA, W.A.R.; BELLINGHINI, D.; MARTINES-FILHO, J.G.; MARQUES, P.V. A eficiência de *cross-hedge* do risco de preço de frangos com o uso de contratos futuros de milho da BM&FBOVESPA. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, Rio de Janeiro, v. 6, p. 1-15, 2011.

SOUZA, W.A.R.; CALDARELLI, C.E. Análise comparativa da efetividade do hedge para soja usando MQO e o modelo GARCH BEKK bivariado. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 37, p. 1-15, 2011.

SOUZA, W.A.R.; MARQUES, P.V.; MARTINES-FILHO, J.G. O Uso da Estrutura a Termo das Volatilidades Implícitas Futuras das Opções de Soja do CME GROUP para Previsões da Volatilidade e dos Preços a Vista em Mato Grosso. In: XLVIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia (SOBER), Campo Grande. **Anais...** Campo Grande, julho de 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/173.pdf>>. Acesso em: 1 dez. 2011.

SOUZA, W.A.R; MARTINES-FILHO, J.G.; MARQUES, P.V. O hedge simultâneo dos riscos de preço e de câmbio da produção de soja em Rondonópolis (MT), utilizando contratos da BOVESPA-BM&F. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 13, n. 3, p. 403-413, 2011.

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

TAYLOR, M.; DHUYVETTER, K. C.; KASTENS, T. L. Incorporating current information into historical-average-based forecasts to improve crop price basis forecasts. NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. St. Louis, 2004. **Anais....** Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 1 dez. 2012.

TAYLOR, S.J.; Conjectured models for trends in financial prices, tests and forecasts. **Journal of the Royal Statistical Society**, Londres, Series A (General), v. 143, n. 3, p. 338-362, 1980.

\_\_\_\_\_. Tests of the random walk hypothesis against a price-trend hypothesis. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 17, n. 1, p. 37-61, 1982.

THOMPSON, S.R.; BOND, G.E. Basis and exchange rate risk in offshore futures trading. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 67, n. 5, p. 980-985, 1985.

TOMEK, W.G.; PETERSON, H.H. Risk management in agricultural markets: a review. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 1, n. 10, p. 953-985, 2001.

TONIN, J.M. **Aplicabilidade dos modelos de precificação para as opções sobre contratos futuros de café arábica na BM&F-BOVESPA**. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2009. Disponível em: <[http://www.tede.ufv.br/tesesimplificado/tde\\_arquivos/6/TDE-2010-06-09T123248Z-2268/Publico/texto%20completo.pdf](http://www.tede.ufv.br/tesesimplificado/tde_arquivos/6/TDE-2010-06-09T123248Z-2268/Publico/texto%20completo.pdf)>. Acesso em: 1 dez. 2011.

TONSOR, G. T.; DHUYVETTER, K. C.; MINTERT, J. R. Improving cattle basis forecasting. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 29, n. 2, p. 228-241, 2004.

TOSTO, S.G.; ROSADO, P. L.; FERNANDES, E. A.; CARMO, C. A. F. S.; BRANDÃO, E. S.; ASSIS, D. S. Comportamento da produção e preço da borracha natural no Brasil - abordagem pela análise espectral. **Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento**, Embrapa Solos. Rio de Janeiro, n. 54, 19 p., 2004.

TROSTLE, R. Fluctuating food commodity prices. A complex issue with no easy answers. **Amber Waves**, Washington, n. 11, pp. 8, nov./08. Disponível em: <<http://ddr.nal.usda.gov/bitstream/10113/22345/1/IND44130221.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2012.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Coffee: world market and trades**. Circular series. Dez. 2011. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/circulars/coffee.pdf>>. Acesso em: 15 jun 2012.

VARANGIS, P.; LARSON, D. Dealing with commodity price uncertainty. Banco Mundial. Policy Research Working Paper 1667. Manuscrito, pp. 52. 1996. Disponível em: [http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/1996/10/01/000009265\\_3961214192606/additional/113513322\\_20041117150030.pdf](http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/1996/10/01/000009265_3961214192606/additional/113513322_20041117150030.pdf) . Acesso em: 1 dez. 2011.

WANG, Z.; FAUSTI, S.W.; QASMI, B.A. Variance risk premiums and predictive power of alternative forward variances in the corn market. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 32, n. 6, p. 587-608, 2011.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, Malden, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

WILLS-JOHNSON, N. Price cycles in Perth petrol markets: a spectral analysis. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1188062>>. Acesso em: 1 set. 2011.

YEN, S.M.F.; HSU, Y.L. Profitability of technical analysis in financial and commodity futures markets — A reality check. **Decision Support Systems**, Amsterdã, v. 50, p. 128–139, 2010.

ZULAUF, C.R.; IRWIN, S.H. Market efficiency and marketing to enhance income of crop producers. University of Illinois at Urbana-Champaign. OFOR Paper Number 97-04. Manuscrito, pp. 47, 1997. Disponível em: <https://www.ideals.illinois.edu/bitstream/handle/2142/4058/OFOR97-04.pdf?sequence=2> . Acesso em: 15 jan. 2012.

**ANEXO**

<b>Especificação</b>	<b>BM&amp;F-BOVESPA</b>	<b>ICE</b>
Commodity	Café cru, em grão, de produção brasileira, <i>coffea arabica</i> , tipo 4-25 (4/5) ou melhor, bebida dura ou melhor, para entrega no Município de São Paulo, SP, Brasil.	Café tipo arábica, originado de dezenove países. Uma Nota de Certificação é emitida baseada no teste de qualidade dos grãos e por uma prova de xícara para sabor. A bolsa usa determinados tipos de café para estabelecer a referência. Os tipos de café com melhor avaliação são precificados com um prêmio, enquanto os avaliados inferiormente sofrem um desconto. Tipos para entrega originários do México, São Salvador, Guatemala, Costa Rica, Nicarágua,, Nova Guiné, Panamá, Tanzânia, Uganda, Honduras e Peru ao par, Colômbia com 200 pontos de prêmio, Burundi, Venezuela e Índia com 100 pontos de desconto, Ruanda com 300 pontos de desconto e Rep. Dominicana e Equador com 400 pontos de desonto. A partir de Março de 2013 o desconto de entrega de Ruanda sera 100 pontos e o Brasil será entregue co 900 pontos de desconto.
Cotação	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 kg líquidos	Centavos de dólares americanos
Unidade de negociação	100 sacas de 60 quilos líquidos ou 6.000 quilos líquidos	37.500 libras
Meses de vencimento	Março, maio, julho, setembro e dezembro	Março, maio, julho, setembro e dezembro
Vencimento e último dia de negociação	6º dia útil anterior ao último dia do mês do vencimento do contrato	Oitavo dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento
Local de entrega e preço de referência	Armazéns credenciados pela BM&F. No caso de entrega em localidade diferente do município de São Paulo (SP), haverá dedução do custo de frete para apuração do valor de liquidação	Armazéns licenciados pela bolsa em Nova Iorque, Nova Orleans, Houston, Bremen/Hamburgo, Antuérpia, Miami e Barcelona, este com desconto de 1,25 centavos/lb.
Liquidação	Entrega física	Entrega física

Quadro 1 - Especificações dos contratos futuros de café. BM&B-BOVESPA e ICE

Fonte: BM&F-BOVESPA (2013) e ICE (2013)