

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

Ensaio sobre eficiência nos mercados agropecuários

Marcos Aurelio Rodrigues

Tese apresentada para obtenção do título de
Doutor em Ciências. Área de concentração:
Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Marcos Aurelio Rodrigues
Economista

Ensaio sobre eficiência nos mercados agropecuários

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:

Prof. Dr. JOÃO GOMES MARTINES FILHO

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

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

Rodrigues, Marcos Aurelio

Ensaio sobre eficiência nos mercados agropecuários / Marcos Aurelio Rodrigues. - -
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2015.
91 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Hipótese de eficiência de mercado 2. Hipótese adaptativa de mercado I. Título

CDD 338.14
R696e

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

*Por lutarem a vida inteira para
que eu tivesse as chances que
nunca tiveram — aos meus pais.*

AGRADECIMENTOS

Expresso minha gratidão ao meu orientador João Gomes Martines Filho e ao Paulo Fernando Cidade de Araújo, por suas contribuições, compreensão, confiança depositada e que sempre estiveram dispostos a colaborar com tudo que fosse possível. Agradeço aos membros da banca, José César Cruz Júnior e Daniel Henrique Dario Capitani, seus comentários e atenção neste estudo foram muito apreciados, e Alexandre Florindo Alves, que além disso, em diversas ocasiões sempre pude contar com sua solicitude e ensinamentos. A secretária do PPGEA, Aline Cristina Fermino. Agradeço também aos professores Fabio Lanhoso de Mattos, Márcio Poletti Laurini, Rodrigo Lanna Franco da Silveira, João Afonso Bastos e Juan Carlos Escanciano que auxiliaram no entendimento das particularidades presentes nesta tese. Ao Luiz e à Giovanna; o companheirismo e amizade do Alysson, Florian e Marcelo, além do Carlos (Neto), Fernanda e Roselaine — que tornaram Piracicaba um lugar agradável. À CAPES pelo apoio financeiro concedido durante o doutorado.

RESUMO

Ensaio sobre eficiência nos mercados agropecuários

A sinalização, formação e descoberta de preços agrícolas são adequadas se refletem rapidamente todas as informações recebidas pelos seus participantes. Então, quando o mercado é eficiente, possibilita eficiência alocativa, redução de imprecisão nas decisões dos agentes e dos custos informacionais. Entretanto, os agentes do agronegócio podem tomar decisões errôneas de produção, comercialização e estocagem, sujeitas ao conjunto de informações incompletas contidas nos preços passados, se os mercados forem não eficientes. Nesse contexto, o objetivo geral foi analisar a eficiência dos mercados futuros de *commodities*. Para atingi-lo, estruturou-se esta pesquisa em três ensaios. No primeiro, objetivou-se testar a hipótese de passeio aleatório a contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA. Refutá-la significa possível previsibilidade e, por conseguinte, os mercados não seriam fracamente eficientes. Correlações seriais e testes de razão de variância foram utilizados para verificá-las. Os resultados deram suporte à hipótese de passeio aleatório nos mercados futuros de café e da soja, eficientes na forma fraca, e evidências contrárias foram encontradas nos mercados do boi gordo, milho e etanol. No segundo, o objetivo foi investigar a eficiência e formações de *clusters* nos contratos futuros do complexo soja (soja, farelo de soja e óleo de soja) negociados nas bolsas de *commodities*: argentina, brasileira, chinesa, indiana, japonesa, norte-americana e sul-africana. Com base na métrica obtida por distância euclidiana de razões de variância, evidenciaram-se dependências similares dos mercados, as quais podem ser interpretadas como efeito espraiamento da eficiência informacional. Os agentes devem, portanto, manter percepções em relação aos diversos mercados devido às sinalizações interdependentes dos preços. No terceiro, objetivou-se analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários brasileiros, sob a hipótese adaptativa de mercado. Utilizando propostas recentes à não linearidade e razão de variância, encontrou-se que as elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal se encontram nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes: milho e etanol. Nos mercados de café, boi gordo e soja ocorreram menores rejeições à hipótese martingal e, portanto, houve maior eficiência informacional. Essas evidências — consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados — justificam operações de *hedge* dinâmicas, bem como a gerência de carteiras de investimentos de forma ativa.

Palavras-chaves: Hipótese de eficiência de mercado; Hipótese adaptativa de mercado

ABSTRACT

Essays on agricultural market efficiency

Agricultural prices' formation, discovery and signalling only are accurate when they can rapidly reflect all new information faced by its market agents. Thereby, when a given market is efficient, it allows for allocative efficiency, reducing inefficiencies both in decision-making process and in informational costs. On the other hand, when markets are said not to be efficient, agribusinesses' agents can make mistaken production, marketing and storage decisions, once such decisions are due to incomplete information contained in past prices. In this context, the main purpose of this study is to analyze the efficiency in future markets of commodities. In order to achieve its final goal, the study has been structured in three essays. In the first essay, the random walk hypothesis has been tested for agricultural future contracts from Brazilian Securities, Commodities and Futures Exchange (BMF&BOVESPA). Refusing the hypothesis for a given commodity implies some degree of predictability, therefore inconsistent even with a weak notion of efficiency. These tests were carried out using serial correlations and variance ratios. The results show the presence of random walks in coffee and soybean future markets, and contrary evidences (absence of random walks) in live cattle, corn and ethanol future markets. In the second essay, it has been analyzed the efficiency and the presence of clusters in the soybean complex future contracts (soybean, soybean meal and soybean oil) traded in the following future markets: Argentina (MTB), Brazil (BVMF), China (DCE), India (NCD), Japan (TKT), US (CBT) and South-Africa (SAF). Based on the metrics obtained by Euclidian distances of variance ratios, similar dependencies have been found for all markets, which suggest informational efficiency spreading. Agents, therefore, shall maintain perceptions over several international markets, given the interdependence found for prices in distinct future markets. In the third one, the adaptive market hypothesis has been tested for agricultural future markets in Brazil. Applying more recent approaches to Nonlinearity and Variance Ratio tests, high rejections to martingale difference hypothesis took place in agricultural markets which governmental interference is highly persistent, i.e., corn and ethanol. In coffee, live cattle and soybeans markets, weaker rejections to the martingale hypothesis hint higher informational efficiency. These evidences, consistent with the adaptive market hypothesis, justify dynamic hedge operations, as well as an active management of investment portfolios in such markets.

Keywords: Efficient market hypothesis; Adaptive market hypothesis

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Razões de variância	32
Figura 2 – Dendograma para a distância Euclidiana entre os contratos futuros do complexo soja	59
Figura 3 – Número de contratos agropecuários negociados de todos os vencimentos . .	74
Figura 4 – Tipos de participantes dos contratos em aberto para todos os vencimentos .	76
Figura 5 – Valores- <i>p</i> das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.1) e boi gordo (BGI.1) entre 21 de junho de 2001 e 30 de dezembro de 2013	82
Figura 6 – Valores- <i>p</i> das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.2), boi gordo (BGI.2), milho (CCM.2), etanol (ETH.2) e soja (SFI.2) entre 22 de junho de 2011 e 30 de dezembro de 2013	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Base de dados	30
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	30
Tabela 3 – Testes de autocorrelação e heterocedasticidade condicional	31
Tabela 4 – Razões de variância com <i>wild bootstrap</i> proposto por Kim (2006) ao teste de Lo e MacKinlay (1988) sob os retornos	33
Tabela 5 – Razões de variância com <i>wild bootstrap</i> proposto por Kim (2006) ao teste de Chow e Denning (1993) sob os retornos	33
Tabela 6 – Características dos mercados	34
Tabela 7 – Estudos empíricos sobre a eficiência dos mercados futuros do complexo soja	46
Tabela 8 – Base de dados	52
Tabela 9 – Estatísticas descritivas	53
Tabela 10 – Estatísticas de raiz unitária, autocorrelação e heterocedasticidade	55
Tabela 11 – Estatísticas Chow e Denning (1993)	56
Tabela 12 – Estatísticas Wright (2000)	57
Tabela 13 – Estudos empíricos sobre a eficiência dos ativos agropecuários brasileiros . .	69
Tabela 14 – Análise preliminar das séries de retornos	78
Tabela 15 – Estatísticas de autocorrelação, heterocedasticidade e não lineariedade	80
Tabela 16 – Percentuais das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) significantes a 10%	84

SUMÁRIO

	RESUMO	7
	ABSTRACT	9
	LISTA DE ILUSTRAÇÕES	11
	LISTA DE TABELAS	13
1	INTRODUÇÃO	17
	Referências	20
2	EFICIÊNCIA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS	21
	Resumo	21
	Abstract	21
2.1	Introdução	21
2.2	Hipótese da eficiência de mercado	22
2.2.1	Evidências empíricas sobre eficiência nos mercados de <i>commodities</i>	24
2.3	Metodologia	27
2.3.1	Base de dados	29
2.4	Resultados e discussões	30
2.5	Considerações finais	36
	Referências	37
3	FORMAÇÕES DE <i>CLUSTERS</i> DE EFICIÊNCIA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS MUNDIAIS DE SOJA	41
	Resumo	41
	Abstract	41
3.1	Introdução	41
3.2	Eficiência dos mercados	42
3.2.1	Evidências empíricas	45
3.3	Agrupamento de eficiência dos mercados	47
3.3.1	Razão de variância	47
3.3.2	Agrupamentos de séries temporais	50
3.3.2.1	Análise de cluster hierárquica	51
3.3.3	Base de dados	52
3.4	Resultados e discussões	53
3.5	Considerações finais	61
	Referências	61

4	EFICIÊNCIA ADAPTATIVA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁ- RIOS BRASILEIROS	65
	Resumo	65
	Abstract	65
4.1	Introdução	65
4.2	Eficiência dos mercados	66
4.2.1	Síntese da literatura empírica	68
4.3	Metodologia	71
4.3.1	Testes com base em mensurações lineares à dependência	71
4.3.2	Testes com base em mensurações não lineares à dependência	73
4.4	A hipótese adaptativa dos mercados agropecuários brasileiros	74
4.4.1	A hipótese adaptativa dos mercados sob dependências lineares e não lineares	77
4.4.1.1	Janelamento móvel de subamostras	81
4.5	Considerações finais	86
	Referências	86
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	91

1 INTRODUÇÃO

Decisões assertivas sobre a alocação de recursos, para os agentes que transacionam *commodities* agropecuárias, pressupõem conjunto informacional crível, dependente da eficiência desses mercados, em particular das informações contidas nos preços futuros históricos.

Essa problemática advém de pesquisas sobre as propriedades das séries temporais de ativos, nas quais se especula sobre como os preços e os retornos se comportam caso os mercados funcionem (FAMA, 2011). Um mercado que processa as informações de forma eficiente é considerado eficiente. Assim, os preços observados dos ativos, em qualquer período no tempo, são baseados na “correta” avaliação de todas as informações disponíveis (FAMA, 1976).

Ao interpretar a eficiência informacional de mercado como incorporação de todas as informações relevantes nos preços, transmite-se a ideia de que os preços resultam das decisões individuais dos agentes. Logo, os preços dependem das informações subjacentes a essas decisões (ROSS, 2004). Segundo Fama (1976), um mercado eficiente é um importante componente do sistema capitalista. Em tal sistema, o ideal é um mercado no qual os preços são sinais precisos para a alocação de capital. Assim, quando os agentes transacionam contratos futuros na gestão de suas atividades, podem esperar obtenção de preços “justos” e, quando os investidores escolhem entre contratos que representam ativos, podem fazê-lo sob a suposição de que estão pagando preços “justos”. Em suma, se o mercado funciona sem problemas na alocação de recursos, os preços devem ser bons indicadores de valor.

De acordo com Fama (2011), teoricamente, deu-se início aos estudos sobre eficiência com o modelo de passeio aleatório. Posteriormente, mostrou-se que a previsão de passeio aleatório (variações de preços independentes e identicamente distribuídos) é muito forte. A proposição de que os preços refletem completamente a informação disponível implica apenas que os preços são submartingales. Formalmente, os desvios dos retornos do valor requerido para compensar os investidores no tempo e, também, ao risco a que estão sujeitos, possuem um valor esperado igual a zero, condicional às informações passadas.

Em relação à aplicação empírica dessa abordagem teórica, Fama (1970) distingue os estudos em seu *survey* com base em três subconjuntos informacionais ao teste de hipótese de eficiência: fraca, semiforte e forte. Em testes na forma fraca, o subconjunto de informações de interesse são apenas os preços (ou retornos) históricos. Na forma semiforte, esse subconjunto é acrescido de quaisquer outras informações publicamente disponíveis. Na forma forte de eficiência, adicionam-se informações não publicamente disponíveis ao subconjunto. Ademais, caracterizou os testes como um problema de hipótese conjunta, dependente de um modelo de equilíbrio testável. No entanto, Jarrow e Larsson (2012) demonstram que, para testar a eficiência de mercado, é necessário somente encontrar a possibilidade de arbitragem.

Diversos estudos analisaram a evolução dessa literatura, sendo que, ao considerar os *surveys* de Fama (1970), Garcia, Hudson e Waller (1988), Garcia e Leuthold (2004) e Lim e Brooks (2011), percebe-se que a literatura sobre eficiência de mercado é vasta, mas concentrada em mercados considerados como desenvolvidos. E, comparando a literatura empírica sobre ativos financeiros com a literatura sobre ativos agropecuários, estes foram efetuados com defasagem metodológica, além de a maioria utilizar-se da abordagem de cointegração e não enviesamento. Não consideram, portanto, as abordagens mais recentes de razão de variância e não linearidade.

Segundo Zheng e Wang (2013), os resultados empíricos obtidos em mercados desenvolvidos podem ser diferentes dos resultados em mercados em desenvolvimento, uma vez que é esperada baixa eficiência nos estágios iniciais desses mercados. Espera-se, diante disso, que haja similaridade de resultados empíricos ao comparar diversos mercados em desenvolvimento, devido às características inerentes à evolução desses mercados, em particular, de um mesmo ativo transacionado pelos agentes em diferentes mercados, por exemplo: soja.

Dentre os agentes atraídos ao mercado, arbitradores e especuladores, os quais lhe proporcionam liquidez, operam nesses na expectativa de obterem lucros acima da média de mercado. Mas, por pressuposto, em mercados cujas informações são totalmente incorporadas em seus preços e / ou retornos históricos, isto é, em mercados eficientes na forma fraca, não é possível obter lucros superiores à média do mercado, contrapondo, assim, a existência da eficiência informacional nesse mercado.

No entanto, conforme a evolução teórica e empírica sobre a eficiência dos mercados, essa aparente contradição passa a ser vista como adaptação dos agentes diante das mudanças intrínsecas das instituições, das condições e dos agentes dos mercados. De acordo com Lo (2012), os mercados são bem comportados a maior parte do tempo. Mas, como qualquer invenção humana, não são infalíveis. Estão sujeitos a quebras de tempos em tempos por razões compreensíveis e previsíveis. A eficiência sob essa ótica adaptativa dos mercados, proposta por Lo (2004, 2005), não é uma condição “tudo ou nada” mas que varia entre mercados e no tempo. Dessa forma, a existência de arbitragem e, conseqüentemente, ganhos anormais variantes no tempo, bem como a valoração dos ativos sinalizada nos preços, coexistem devido à adaptabilidade dos agentes às mudanças.

De acordo com Lim e Brooks (2011), em mercados recentes e em desenvolvimento, o reconhecimento do processo de descoberta de preços pelos participantes leva tempo. À medida que os agentes dos mercados se tornam mais experientes, ocorrem, de forma gradativa, a melhoria da eficiência e o desenvolvimento dos mercados recentes. Os mercados futuros brasileiros, por exemplo, podem ser considerados como recentes e em desenvolvimento, mesmo o país estando situado entre os maiores produtores e exportadores de *commodities* negociadas em Bolsas.

Nesse sentido, as mudanças contratuais efetuadas pela Bolsa, dispostas nos Ofícios Circulares da BM&FBOVESPA, propiciam aperfeiçoamentos desses mercados futuros agropecuários e

refletem em distintos graus de desenvolvimento. Enquanto os contratos de café e boi gordo são os mais antigos em vigência, de maior negociação e considerados como consolidados, conjectura-se que outros contratos como etanol, milho e soja ainda não atingiram a mesma maturidade de desenvolvimento.

Nesse contexto, o objetivo geral é analisar a eficiência dos mercados futuros de *commodities*. Para atingi-lo, esta pesquisa encontra-se estruturada em mais quatro capítulos, nos quais se pretende:

- (a) reexaminar a forma fraca de eficiência nos mercados futuros agropecuários brasileiros, avaliando-a sob a abordagem de passeio aleatório com testes de razão de variância individuais e múltiplos sob *wild bootstrap*;
- (b) investigar a eficiência fraca dos contratos futuros de soja, desenvolvidos e em desenvolvimento, ao testar a hipótese de sequência de diferença martingal das séries de retornos desses contratos e analisar as formações de agrupamentos de eficiência nos mercados futuros de soja e seus derivados: farelo e óleo;
- (c) analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários no Brasil, sob a hipótese adaptativa dos mesmos, verificando se os retornos diários dos contratos futuros obedecem a uma sequência de diferenças martingal.

Assim sendo, este estudo se diferencia em relação à literatura sobre a eficiência dos mercados agropecuários por:

- (a) considerar quantidade amostral maior que a empregada pela literatura aos contratos de boi gordo, café, etanol, milho e soja;
- (b) examinar a hipótese de passeio aleatório nos mercados agropecuários com a recente contribuição de *wild bootstrap* aos testes de razão de variância individuais e múltiplos;
- (c) considerar a característica díspar de homocedasticidade e heteroscedasticidade presente nas séries diárias dos contratos futuros agropecuários;
- (d) utilizar-se da recente métrica proposta por Bastos e Caiado, (2014), a qual permite avaliar a interdependência das séries temporais de retornos futuros com foco na predicabilidade;
- (e) ser um compressivo estudo dos principais mercados futuros do complexo soja (soja, farelo de soja e óleo de soja) negociados nas bolsas de *commodities*: argentina, brasileira, chinesa, indiana, japonesa, norte-americana e sul-africana;
- (f) utilizar propostas mais recentes — relacionadas à não linearidade e razão de variância, bem como por investigar a eficiência adaptativa dos mercados.

Referências

BASTOS, J. A.; CAIADO, J. Clustering financial time series with variance ratio statistics. **Quantitative Finance**, Abingdon, v. 14, n. 12, p. 2121–2133, 2014.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS & FUTUROS. **Ofícios Circulares**. São Paulo, BM&FBOVESPA, 1985–2013.

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

_____. **Foundations of finance**: portfolio decisions and securities prices. New York: Basic Books, 1976. 395 p.

_____. My life in finance. **Annual Review of Financial Economics**, Palo Alto, v. 3, p. 1–15, 2011.

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**, Lexington, v. 20, n. 1, p. 119–130, 1988.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R. M. A selected review of agricultural commodity futures and options markets. **European Review of Agricultural Economics**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 235–272, 2004.

JARROW, R. A.; LARSSON, M. The meaning of market efficiency. **Mathematical Finance**, Hoboken, v. 22, n. 1, p. 1–30, 2012.

LIM, K.; BROOKS, R. The evolution of stock market efficiency over time: a survey of the empirical literature. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 25, n. 1, p. 69–10, 2011.

LO, A. W. The adaptive markets hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective. **The Journal of Portfolio Management**, New York, v. 30, n. 5, p. 15–29, 2004.

_____. Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. **Journal of Investment Consulting**, Greenwood Village, v. 7, n. 5, p. 21–44, 2005.

_____. Adaptive markets and the new world order. **Financial Analysts Journal**, Charlottesville, v. 68, n. 2, p. 18–29, 2012.

ROSS, S. A. **Neoclassical finance**. Princeton: Princeton University Press, 2004. 120 p.

ZHENG, S.; WANG, Z. Pricing efficiency in the chinese NGM and GM soybean futures market. **China: An International Journal**, Singapore, v. 11, n. 3, p. 48–67, 2013.

2 EFICIÊNCIA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS

Resumo

Objetivou-se testar a hipótese de passeio aleatório a contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA. Refutá-la, significa possível previsibilidade e, por conseguinte, os mercados não seriam fracamente eficientes. Correlações seriais e testes de razão de variância foram utilizados para verificá-las. Os resultados deram suporte à hipótese de passeio aleatório nos mercados futuros de café e da soja, eficientes na forma fraca, e evidências contrárias foram encontradas nos mercados do boi gordo, milho e etanol.

Abstract

We aim to test the random walk hypothesis to agricultural future contracts traded at the Brazilian Board of Trade (BM&FBOVESPA). Refute of this hypothesis means possible predictability, therefore these markets are not weakly efficient. We use tests of serial correlation and variance ratio to verify them. Our results do not reject the random walk hypothesis in coffee and soybeans markets but contrary evidences were found for live cattle, corn and ethanol markets.

2.1 Introdução

Inferências sobre predicabilidade dos retornos em finanças possuem importantes implicações práticas e teóricas. Os agentes do agronegócio podem tomar decisões errôneas com respeito ao conjunto de informações incompletas contidas nos preços passados, se os mercados forem não eficientes em sua forma fraca. Tomadas de decisão sujeitas à incompletude informacional implicam custos alocativos ineficientes de seus recursos produtivos.

Nos argumentos de Samuelson (1965) e Fama (1970), mudanças nos preços não podem ser previsíveis se incorporadas totalmente as informações e expectativas de todos os participantes dos mercados. Quanto mais eficiente for o mercado, mais aleatória será a sequência de preços gerados por ele, e o mais eficiente dos mercados será aquele cujas mudanças nos preços sejam completamente aleatórias e imprevisíveis.

Sujeitos a esse comportamento de mercado, investidores não devem esperar lucros que excedam o retorno total de mercado. Em um mercado eficiente, a arbitragem ou possibilidade de lucro livre de risco, com base na diferença de preços sob o mesmo ativo em diferentes mercados, não é possível ser obtida. Estratégias efetuadas levando-se em consideração que os retornos futuros podem ser preditos, somente com base em seu comportamento passado, partem da invalidade da hipótese de eficiência em sua forma fraca, e carteiras de investimento construídas sob modelos de risco retorno dependem do comportamento de passeio aleatório

às séries, exemplificando a relevância em estudar o comportamento dos ativos agropecuários negociados na BM&FBOVESPA.

Embora a literatura internacional seja vasta em estudos que envolvam a análise de eficiência de seus mercados, no Brasil sua maturidade limita-se aos mercados de ativos financeiros. Os estudos sobre os mercados futuros agropecuários são incipientes e pouco explorados metodologicamente (BITENCOURT, 2007). Bressan e Leite (2001) fizeram-na com testes de correlação serial, Bitencourt (2007) e Righi e Ceretta (2011) testaram sob a abordagem de razão de variância. A hipótese conjunta de não enviesamento e eficiência a preços futuros, sob abordagem de cointegração, foi a metodologia mais empregada nos estudos de derivativos agropecuários brasileiros. Realizada por Amado e Carmona (2004), Bitencourt (2007), Duarte, Lima e Alves (2007), Alves, Duarte e Lima (2008), Moraes, Lima e Melo (2009), Silva Neto, Fraga e Marques (2010) e Fraga e Silva Neto (2011).

A contribuição deste estudo está em reexaminar a forma fraca de eficiência no mercado futuro agropecuário brasileiro, sob quatro aspectos. Primeiro, considera quantidade amostral maior que a empregada pela literatura aos contratos de boi gordo, café, etanol, milho e soja. Segundo, avaliar a forma fraca de eficiência nesses mercados com testes de razão de variância individuais propostos por Lo e MacKinlay (1988) e múltiplos de Chow e Denning (1993). Terceiro, examinar a hipótese de passeio aleatório nos mercados agropecuários com a recente contribuição de Kim (2006), que propôs o *wild bootstrap* dos testes individuais e múltiplos. Quarto, considerar a característica díspar de homocedastícia e heterocedastícia presente nas séries diárias dos contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA.

O estudo encontra-se estruturado em mais quatro seções além desta introdução: descrevem-se na segunda seção a discussão teórica sobre eficiência de mercado e a literatura empírica sobre eficiência nos mercados de *commodities*; na terceira seção a metodologia para o teste de hipótese à eficiência fraca nesses mercados; por conseguinte, na quarta seção os resultados empíricos encontrados. Evidenciam-se em seguida as considerações finais.

2.2 Hipótese da eficiência de mercado

A hipótese de mercado eficiente remonta ao trabalho de Samuelson (1965), que é creditado por dar respeitabilidade acadêmica à hipótese de passeio aleatório (LIM, 2009). Samuelson (1965) elucidou a ideia de mercados eficientes através do seu interesse na precificação temporal de *commodities* estocáveis. Demonstrou que em um mercado informacionalmente eficiente, as mudanças nos preços devem ser imprevisíveis se forem apropriadamente antecipadas, uma vez que as expectativas e informações de todos os participantes dos mercados são incorporadas completamente. Fama (1970) argumenta que antes de Samuelson (1965), nenhum outro estudo relacionou as teorias de mercados eficientes e passeio aleatório de forma rigorosa, sendo que foi realizado com base na análise dos contratos futuros em mercado de *commodities*.

O comportamento de caminho aleatório dos preços futuros resulta do perfeito funcionamento dos mercados futuros, sendo definido um mercado futuro perfeito, aquele em que o preço de mercado se constitui, em todos os períodos, a melhor estimativa a ser feita, a partir da informação disponível corrente, do preço que será na data de vencimento dos contratos futuros (WORKING, 1962). De acordo com Park e Irwin (2004), essa definição de mercado futuro perfeito é essencialmente idêntica à de mercado eficiente disposta em Fama (1970), a qual serve como definição padrão na literatura econômica financeira.

Um mercado no qual os preços sempre “refletem completamente” as informações disponíveis é chamado “eficiente” (FAMA, 1970). Neste estudo, revisou a literatura teórica e empírica à época e distinguiu-os entre três formas ao teste da hipótese de mercado eficiente, refletido o processo informacional em ordem crescente e sujeitos a subconjuntos de informações relevantes: fraca, semiforte e forte. Na primeira, o conjunto de informações são apenas os preços ou retornos históricos. Na segunda, incluem-se à anterior outras informações publicamente disponíveis. A terceira consiste em todas as informações públicas e, também, quaisquer informações privadas relevantes à formação dos preços que investidores ou grupos detêm.

Uma definição mais recente à eficiência de mercado foi proposta por Jarrow e Larsson (2012): um mercado (\mathbb{F}, S) é chamado de eficiente¹ em um horizonte de tempo finito $[0, T]$ com respeito a \mathbb{F} se existe um índice de preço de um bem de consumo ψ e uma economia $(\{P_k\}_{k=1}^K, \mathbb{F}, \{\epsilon_k\}_{k=1}^K, \{U_k\}_{k=1}^K)$ para cada (ψ, S) sendo um processo de equilíbrio de preço S em $[0, T]$. Se isso se mantém para todo $T < \infty$, o mercado é chamado de eficiente com respeito a \mathbb{F} . Segundo os autores, esse equilíbrio relaciona-se com a noção de equilíbrio de expectativas racionais totalmente revelada sob a forma forte de eficiência de mercado e parcialmente revelada sob a forma fraca de eficiência de mercado.

Segundo Charles e Darné (2009), a hipótese de passeio aleatório provê uma maneira de testar a forma fraca de eficiência de mercado proposta por Fama (1970) e conseqüentemente não previsibilidade em mercados financeiros. A forma fraca de eficiência de mercado é comumente examinada com a abordagem da hipótese de passeio aleatório (LIM, 2009).

As versões de passeio aleatório foram exemplificadas em Campbell, Lo e MacKinlay (1997). Considere a especificação

$$p_t = \omega + p_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2.1)$$

em que p_t representa o logaritmo natural dos preços futuros, ω um possível *drift* e ϵ_t o erro. Os três passeios aleatórios de Campbell, Lo e MacKinlay (1997) diferem em relação às suposições a ϵ_t . No passeio aleatório 1 (PA1) o erro de (2.1) é independente e identicamente distribuído (iid),

$$\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2),$$

¹ \mathbb{F} := filtro de informação; S := ativo; P_k := finitas crenças dos investidores; ϵ := *endowment stream*; U := função de utilidade.

com média 0 e variância σ^2 . No passeio aleatório 2 (PA2) o erro de (2.1) é independente mas não identicamente distribuído (inid),

$$\epsilon_t \sim \text{inid}(0, \sigma^2).$$

No passeio aleatório 3 (PA3) o erro de (2.1) é não independente e não identicamente distribuído (niid),

$$\epsilon_t \sim \text{niid}(0, \sigma^2).$$

2.2.1 Evidências empíricas sobre eficiência nos mercados de commodities

Os apontamentos de Garcia, Hudson e Waller (1988) a fatores identificados na literatura que potencialmente influenciam a eficiência de mercados futuros agropecuários, dentre eles, às diferentes características das *commodities* e de seus mercados, o tipo de dados utilizados na análise e a natureza dos testes empregados servem ao delineamento a essa seção. Portanto, antes das evidências empíricas na literatura, com base nos testes realizados, destacaram-se os estudos segundo suas características, em conjunto com o intervalo amostral, e, em seguida, abordou-se a frequência dos dados utilizados nos estudos.

Devido às características de estocabilidades semelhantes, inerentes a cada *commodity*, podem ser divididas entre estocáveis e não estocáveis. Os estudos sobre eficiência de mercado no Brasil concentram-se nas mercadorias estocáveis. A análise dos contratos futuros de café foi feita por: Bressan e Leite (2001) entre 1992 e 1998, Amado e Carmona (2004) de 1995 a 2003, Bitencourt (2007) de 1996 a 2006 e Cruz Júnior e Silveira (2007) de 2002 a 2006; de açúcar por Amado e Carmona (2004) entre 1995 e 2003; de álcool anidro por Alves, Duarte e Lima (2008) entre 2000 e 2006; de milho por Amado e Carmona (2004) entre 1996 e 2003 e de soja por Duarte, Lima e Alves (2007) no ano de 2005 e Fraga e Silva Neto (2011) de 2007 a 2008. A eficiência dos mercados à vista foi verificada somente por Righi e Ceretta (2011) entre 2006 e 2010, para algodão, café, milho e soja. Apenas dois trabalhos focaram na análise do contrato futuro de boi gordo, *commodity* não estocável, Moraes, Lima e Melo (2009) de 2000 a 2004 e Silva Neto, Fraga e Marques (2010) entre 2007 e 2008.

Com respeito à frequência utilizada por esses, houve predominância do uso de séries diárias. Os únicos trabalhos que consideraram frequências diferentes foram Alves, Duarte e Lima (2008), que utilizaram dados semanais, e Bitencourt (2007), que utilizou dados diários, semanais e mensais. Sua justificativa foi relacioná-los a testes de curto, médio e longo prazo ao proporcionar robustez a amostra utilizada.

Conforme disposto em Lim e Brooks (2011), testes de correlação serial e análise espectral serviram como as primeiras ferramentas empregadas pela literatura para testar a hipótese de eficiência de mercado em sua forma fraca, de forma pioneira por Fama (1965) e Granger e Morgenstern (1963), respectivamente.

Bressan e Leite (2001) testaram se houve autocorrelação nas séries de café no mercado futuro da BM&F, verificado por correlogramas com até cinco defasagens e estatística Q de Ljung e Box (1978). Conduzidos esses testes para os 31 contratos analisados, no período entre março de 1992 e março de 1998, 42% deles apresentaram indícios de não eficiência. Sob uma abordagem que buscou verificar a existência de autocorrelação entre os erros de previsão em diferentes horizontes, cinco dias antes do vencimento até noventa dias, variando de cinco em cinco, não houve indícios de ineficiência, pois os coeficientes de autocorrelação foram estatisticamente iguais a zero. Concluíram que o contrato futuro de café foi eficiente no período analisado, sendo que os preços se comportaram como num processo de passeio aleatório.

De acordo com o *survey* de Lim e Brooks (2011), a presença de raiz unitária foi utilizada na literatura para testar a forma fraca da hipótese de eficiência de mercado. Os logaritmos dos preços em nível foram não estacionários em estudos revistos por esses autores, assim, os pesquisadores concluíram que os mercados sob estudo apresentaram evidência a favor da hipótese fraca de eficiência.

Apesar de a maioria dos estudos nos mercados agropecuários brasileiros não explicitarem, exceto em Cruz Júnior e Silveira (2007), a presença de raiz unitária poderia auxiliar na inferência sobre a hipótese de eficiência de mercado em sua forma fraca. Mas Campbell, Lo e MacKinlay (1997) ressaltam que devido à possibilidade de os ϵ 's serem processos estacionários com média zero arbitrários, tanto sob a hipótese nula em (2.1) como sob a hipótese alternativa, o foco desses testes de raiz unitária não é sob a previsibilidade de p_t . Mesmo sob a hipótese nula, os incrementos de p_t podem ser preditos. Conforme seus argumentos, uma vez que existem alternativas ao passeio aleatório sob a hipótese nula de raiz unitária, como, por exemplo, outras formas de dependência serial, esses testes claramente não foram concebidos para detectar a previsibilidade, mas, de fato, são insensíveis por sua construção.

Em resposta ao interesse sobre não estacionariedade nos preços, cointegração e modelos com correção de erro têm sido usados para testar o não enviesamento e eficiência nos mercados futuros (GARCIA; LEUTHOLD, 2004). O conceito de não enviesamento é uma versão mais restritiva da forma fraca de eficiência de mercado sugerido por Fama (1970), ao implicar que o preço futuro corrente de uma *commodity* deve ser igual ao preço esperado no mercado à vista, na data de vencimento do contrato (McKENZIE et al., 2002). Uma versão simplista a esse teste é verificar a hipótese nula $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ em

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2.2)$$

tal que S é o preço à vista, F o preço futuro e ϵ o erro com média 0 e variância constante. Variações mais complexas a essa foram realizadas mas a intuição permanece a mesma.

Estudos que analisaram os mercados sob essa abordagem cointegrante ao teste conjunto de eficiência e não enviesamento foram Amado e Carmona (2004), Bitencourt (2007), Duarte, Lima e Alves (2007), Alves, Duarte e Lima (2008), Moraes, Lima e Melo (2009), Silva Neto,

Fraga e Marques (2010) e Fraga e Silva Neto (2011). A existência de cointegração às séries à vista e futuras, considerada como condição necessária, mas não suficiente, à eficiência de mercado, foi reportada em todos esses estudos².

Como requisito à hipótese de eficiência de mercado, a hipótese de restrição aos coeficientes α e β $[0, 1]$ sob teste de razão de verossimilhança, ao vetor cointegrante, atendeu à hipótese conjunta de eficiência de mercado e não enviesamento nos preços futuros de café, no estudo de Bitencourt (2007). Alves, Duarte e Lima (2008) concluíram que o mercado de álcool anidro não atendeu à hipótese de eficiência de mercado pois o teste sob $\beta = 1$ foi rejeitado. Duarte, Lima e Alves (2007) concluíram que o mercado de soja futuro foi um preditor não enviesado e eficiente em contraposto ao estudo de Fraga e Silva Neto (2011), pois a hipótese de mercado eficiente para a soja não foi aceita. A restrição conjunta de α e β $[0, 1]$, imposta ao vetor de cointegração no estudo de Moraes, Lima e Melo (2009), não foi rejeitada, consequentemente, deu suporte à eficiência e não viés para o mercado de boi gordo. Resultado semelhante ao de Silva Neto, Fraga e Marques (2010), ao sugerirem a não rejeição das hipóteses de mercado eficiente, entretanto evidenciaram a existência de prêmio de risco.

Desde o estudo de Lo e MacKinlay (1988) os testes de razão da variância emergiram como ferramenta primária para verificar se os retornos das séries acionárias são não correlacionados serialmente (LIM; BROOKS, 2011). Lo e MacKinlay (1988) examinaram os testes de razão de variância propostos por eles, o de raiz unitária sugerido por Dickey e Fuller (1979), Dickey e Fuller (1981), além do teste para correlação serial de Box e Pierce (1970). Encontraram que os de razão de variância proveem maior poder que os demais sob passeio aleatório heterocedástico. Os estudos de Bitencourt (2007) e Righi e Ceretta (2011) foram os únicos a utilizarem-nos na inferência sobre a eficiência fraca no mercado futuro de café e nos mercados à vista do algodão, café, milho e soja, respectivamente.

Bitencourt (2007) realizou o teste de razão de variância proposto por Lo e MacKinlay (1988) para retornos diários, semanais e mensais. Esses apresentaram evidências contrárias à hipótese de passeio aleatório para todas as frequências. A rejeição do passeio aleatório sugeriu que os retornos de curto prazo apresentaram persistência. Além do teste de Lo e MacKinlay (1988), realizado por Bitencourt (2007), Righi e Ceretta (2011) fizeram uso dos testes de Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Chen e Deo (2006). Os autores concluíram que para todas as *commodities* se rejeitou a hipótese de passeio aleatório, tanto nos testes que consideram defasagens individualmente, quanto nas estatísticas conjuntas. Isso implicou a rejeição de eficiência de mercado na sua forma fraca aos mercados à vista analisados.

Conforme apontado por Garcia, Hudson e Waller (1988), há divergência nas evidências sobre eficiência nos mercados, devido à natureza dos testes e características dos mercados. Como pôde ser notado, a falta de consenso, tanto metodológico como nos resultados, reforça o

²Fraga e Silva Neto (2011) reportam que na praça de Dourados não houve cointegração com o mercado futuro de soja.

objetivo do presente estudo para um maior entendimento com respeito ao comportamento das *commodities* agropecuárias negociadas na BM&FBOVESPA.

2.3 Metodologia

Estatísticas de portmanteau foram estabelecidas para verificar a hipótese de passeio aleatório 1 de Campbell, Lo e MacKinlay (1997). Uma vez que essa hipótese implica autocorrelações iguais a zero, as estatísticas Q de Box e Pierce (1970) e Ljung e Box (1978), aplicadas aos retornos, fornecem evidências sobre a eficiência dos cinco contratos agropecuários negociados na BM&FBOVESPA. A análise da hipótese de passeio aleatório 3 de Campbell, Lo e MacKinlay (1997) foi feita por meio de testes de razão de variância sugeridos por Lo e MacKinlay (1988) e Chow e Denning (1993), sob *wild bootstrap*, seguida a proposta de Kim (2006). O uso de suas versões robustas a heterocedasticidade foi escolhido após análise das estatísticas de portmanteau nos resíduos ao quadrado, assim como da estatística dos Multiplicadores de Lagrange, proposta por Engle (1982). Os testes são complementares e, aplicadas as três classes de testes, proveem robustez no estabelecimento das conclusões.

Apesar do desenvolvimento de inúmeros testes estatísticos para verificar a hipótese de passeio aleatório, a classe de testes com base na metodologia da razão de variância tem ganho popularidade nos anos recentes (CHARLES; DARNÉ, 2009). Segundo seu *survey*, a metodologia de razão de variância consiste em testar a hipótese de passeio aleatório contra a alternativa de estacionariedade, ao explorar o fato de que a variância dos incrementos de um passeio aleatório é linear em todos os intervalos amostrais, isto é, a variância amostral do retorno no período k , de uma série temporal y_t , é k vezes a variância amostral do retorno de um período.

Seja y_t o retorno de uma *commodity* no tempo t , tal que $t = 1, \dots, T$. A razão de variância da k -ésima diferença escalonada por k , com respeito à variância da primeira diferença, tende a ser igual a um, isto é,

$$VR(k) = \frac{\sigma^2(k)}{\sigma^2(1)}, \quad (2.3)$$

em que $\sigma^2(k)$ é $\frac{1}{k}$ a variância da k -ésima diferença e $\sigma^2(1)$ é a variância da primeira diferença. Sob a hipótese nula de passeio aleatório, $VR(k)$ deve aproximar-se à unidade. Se essa razão for menor do que 1 em longos horizontes, têm-se indícios de correlação serial negativa (reversão à média) e razões maiores do que 1 em horizontes longos indicam correlação serial positiva (aversão à média ou persistência) (CHARLES; DARNÉ, 2009).

Lo e MacKinlay (1988) propuseram dois testes estatísticos que exploram a propriedade de (2.3). Defina o estimador para a variância da k -ésima diferença, $\sigma^2(k)$, como

$$\sigma^2(k) = \frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^{Tq} (y_t + \dots, y_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \quad (2.4)$$

sendo $\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$ e o estimador da variância da primeira diferença, $\sigma^2(1)$, como

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{T} \sum_{t=k}^{Tq} (y_t - \hat{\mu})^2. \quad (2.5)$$

Os autores mostraram que, sob a suposição de homocedasticidade, então a hipótese nula que $V(k) = 1$, a estatística

$$M_1(k) = \frac{VR(k) - 1}{\varphi(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (2.6)$$

é assintoticamente distribuída como uma $\mathcal{N}(0, 1)$, onde

$$\varphi_0(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}. \quad (2.7)$$

Para acomodar a presença de heterocedasticidade em y_t , os autores propuseram uma segunda estatística, robusta sob heterocedasticidade e que segue uma distribuição normal assintótica, definida como:

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\varphi^*(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (2.8)$$

tal que

$$\varphi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta(j) \quad (2.9)$$

e

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_t - \hat{\mu})^2 (y_{t-j} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu})^2 \right]^2}. \quad (2.10)$$

A proposta de Lo e MacKinlay (1988) verifica a hipótese nula para um k valor individual. Mas a questão central é se as séries temporais revertem à média, requerendo a validade da hipótese nula para todos os valores de k . Assim, necessita-se um teste conjunto a múltipla comparação das razões de variância sob diferentes horizontes. Conduzi-los em separado, testando sequencialmente diversos valores de k pode levar a sobre rejeição da hipótese nula e superdimensionamento. Disso, a fraqueza do teste de Lo e MacKinlay (1988) é ignorar a natureza conjunta do teste à hipótese de passeio aleatório (CHARLES; DARNÉ, 2009).

Para contornar isso, Chow e Denning (1993) propuseram um teste múltiplo de razão de variância que requer somente o valor máximo absoluto de $VR(k)$ no conjunto de m testes estatísticos considerados. A estatística é definida por

$$CD_1 = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq m} |M_1(k_i)| \quad (2.11)$$

e segue uma distribuição módulo máximo studentizada, com m e T graus de liberdade, $MMS(\alpha, m, T)$. A hipótese nula de passeio aleatório é rejeitada ao nível α de significância se a estatística MV_1

for maior do que $\left[1 - \frac{\alpha^*}{2}\right]$ -ésimo percentil da distribuição normal, tal que $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{\frac{1}{m}}$. Entretanto, essa estatística só é válida sob retornos homocedásticos. A versão robusta à heterocedasticidade sugerida por Chow e Denning (1993) pode ser escrita por

$$CD_2 = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq m} |M_2(k_i)| \quad (2.12)$$

com os mesmos valores críticos de CD_1 .

Segundo Kim (2006), os testes de Lo e MacKinlay (1988) e Chow e Denning (1993) são assintóticos e podem resultar em deficiências sob pequenas amostras. Kim (2006) propôs como alternativa a esse possível problema desses testes o uso de *wild bootstrap*, descrito pelo autor como um método de reamostragem que aproxima a distribuição amostral de uma estatística e é aplicável sobre dados com formas desconhecidas de heterocedasticidade condicional e não condicional. Exemplificando o teste com *wild bootstrap*, embasado em CD_2 , conduzem-se os três seguintes procedimentos:

- (a) formar uma amostra de *bootstrap* de T observações $y_t^* = \eta_t y_t$ ($t = 1, \dots, T$), tal que η_t é uma sequência aleatória com $E(\eta_t) = 0$ e $E(\eta_t^2) = 1$;
- (b) calcular CD_2^* , a qual é a estatística da equação (2.12) das amostragens geradas por *bootstrap* no primeiro procedimento;
- (c) repetir o primeiro e segundo procedimento n vezes para formar uma distribuição *bootstrap* $\{CD_2^*(j)\}_{j=1}^n$ para a estatística do teste.

A distribuição *bootstrap* $\{CD_2^*(j)\}_{j=1}^n$ é utilizada para aproximar a distribuição amostral da estatística CD_2 . O valor-p do teste é estimado como uma proporção de $\{CD_2^*(j)\}_{j=1}^n$ maior do que o valor amostral de CD_2 (KIM, 2006).

2.3.1 Base de dados

A base de dados foi composta pelos preços de fechamento dos contratos³ do boi gordo (BGI), milho (CCM), etanol (ETH), café (ICF) e soja (SOJ), mais próximos a vencer, negociados na BM&FBOVESPA e obtidos no sistema de recuperação de dados desta bolsa. Justifica-se o uso dos contratos mais próximos ao vencimento, pois foram os mais ativos em volume negocial no período em análise. A rolagem do contrato próximo a expirar, para o contrato subsequente, ocorreu no dia anterior ao encerramento de cada contrato.

O período escolhido e disposto na Tabela 1 às séries deu-se à disponibilidade desses dados no sistema e também para que fossem mantidas as principais características contratuais do final amostral. O final amostral às séries foi 29 de dezembro de 2011, exceto para o contrato de soja, que se encerrou no dia 09 de junho de 2011.

³Utilizaram-se seus respectivos códigos na BM&FBOVESPA para denotá-los.

Tabela 1 – Base de dados

Ativos – Código	Período amostral		Número de observações
	Início	Final	
BM&FBOVESPA			
Boi gordo – BGI	25 de setembro de 2000	29 de dezembro de 2011	2790
Milho – CCM	19 de setembro de 2008	29 de dezembro de 2011	812
Etanol – ETH	17 de maio de 2010	29 de dezembro de 2011	406
Café – ICF	03 de janeiro de 2000	29 de dezembro de 2011	2972
Soja – SOJ	27 de agosto de 2004	09 de junho de 2011	1676

Fonte: Sistema de recuperação de dados da BM&FBOVESPA.

2.4 Resultados e discussões

Antes de reportar os resultados dos testes, com o intuito de verificar a hipótese de passeio aleatório e conseqüentemente a hipótese de eficiência fraca às *commodities* em análise, apresentam-se na Tabela 2 as estatísticas descritivas, ressaltando algumas características das séries diárias.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

	BGI		CCM		ETH		ICF		SOJ	
	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln
Observações	2790	2789	812	811	406	405	2972	2971	1676	1675
Mínimo	3,6243	-0,1049	2,8758	-0,0980	6,5827	-0,3352	3,7136	-0,1522	2,3933	-0,1616
Máximo	4,7532	0,0862	3,4819	0,0917	7,4413	0,0629	5,9839	0,1474	3,5779	0,0488
Média	4,1442	0,0003	3,1628	0,0002	7,0086	0,0013	4,7530	0,0003	2,9718	0,0005
Desvio Padrão	0,2798	0,0097	0,1794	0,0136	0,1847	0,0240	0,5243	0,0205	0,3213	0,0153
Assimetria	0,2534	0,0586	0,1517	0,0379	-0,5625	-9,7788	0,1840	0,3371	-0,0552	-1,3296
Curtose	-0,9585	13,3671	-1,4347	9,1537	-0,2118	127,1725	-0,4875	5,8234	-1,4006	11,4595
Jarque-Bera	136,36	20802,05	72,39	2850,18	22,23	282195,95	46,01	4262,98	137,47	9687,17
Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Dados da Pesquisa.

A estatística do teste Jarque e Bera (1980) indicou rejeição da normalidade às séries desses produtos. Suas distribuições apresentaram comportamento de não normalidade que se relacionam à assimetria e excesso de curtose. Tanto para as séries em nível como às de retorno, para o boi gordo, café e milho apresentaram assimetria à direita e para o etanol e soja assimetria à esquerda. Com relação à curtose, as séries em nível indicaram platicurtose e as de retorno leptocurtose.

Com base nas estatísticas dos testes de Ljung e Box (1978) e Box e Pierce (1970) detectou-se forte presença de autocorrelação, tanto para as séries em nível como de retorno, à significância estatística de 1%, exceto nos retornos de milho e soja, que foram estatisticamente significativos a 10% e 15%, respectivamente. Como o passeio aleatório 1 de Campbell, Lo e MacKinlay (1997) implica que todas as autocorrelações sejam iguais a zero, dessa autocorrelação nas séries em nível, têm-se as primeiras evidências sobre a hipótese de eficiência de mercado em sua forma fraca, rejeitando-a, conforme os primeiros estudos que a testaram. Entretanto, deve-se

Tabela 3 – Testes de autocorrelação e heterocedasticidade condicional

	BGI		CCM		ETH		ICF		SOJ	
	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln	ln	∇ ln
Ljung-Box	22112,99	64,57	5536,93	11,77	2581,76	24,51	23705,38	31,72	13234,17	12,01
Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,1084	0,0000	0,0009	0,0000	0,0001	0,0000	0,1505
Ljung-Box ²	22125,46	33,31	5535,72	5,88	2577,10	0,25	23702,60	1880,38	13240,93	69,53
Valor-p	0,0000	0,0001	0,0000	0,5536	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Box-Pierce	22061,63	64,47	5496,27	11,67	2544,40	24,11	23653,66	31,66	13183,04	11,98
Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,1118	0,0000	0,0011	0,0000	0,0001	0,0000	0,1522
Box-Pierce ²	22074,08	33,22	5495,07	5,85	2539,81	0,25	23650,90	1876,71	13189,78	69,23
Valor-p	0,0000	0,0001	0,0000	0,5572	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ML-ARCH	2778,64	29,64	799,39	3,90	390,65	0,35	2959,71	574,95	1663,96	37,55
Valor-p	0,0000	0,0002	0,0000	0,8657	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ln(<i>T</i>)	8,0000		7,0000		7,0000		8,0000		8,0000	

Fonte: Dados da Pesquisa.

ter cautela nessa inferência, pois o estudo de Lo e MacKinlay (1988) demonstrou que esses testes têm baixo poder, comparados aos de razão de variância, sob passeio aleatório.

Entretanto, resultados obtidos por testes convencionais como estatística F, Box e Pierce (1970), Ljung e Box (1978) e Dickey e Fuller (1979), Dickey e Fuller (1981) podem gerar resultados errôneos para verificar um passeio aleatório (HAKKIO, 1986). Em simulações de Monte Carlo, demonstrou que esses testes têm baixo poder relativo, pois não distinguem entre um passeio aleatório e algo próximo a um passeio aleatório.

Seguido o critério de Tsay (2005), para a seleção de defasagens ao teste de Ljung e Box (1978), $\ln(T)$, as estatísticas de Ljung e Box (1978) e Box e Pierce (1970), às séries ao quadrado, assim como o teste dos multiplicadores de Lagrange de Engle (1982), sugerem existência de heterocedasticidade nos preços em nível e de retorno a três contratos: boi gordo, café e soja. Ressalta sua não presença nos retornos de milho e etanol, fato estilizado esperado em séries financeiras diárias.

A presença de autocorrelações indicadas na Tabela 3 sugere razões de variância diferentes à unidade, confirmadas na Figura 1. Nela dispõem-se as estimativas das razões de variância até 8 *lags* com intervalo de confiança a 95%.

Em um mercado eficiente, espera-se que as razões de variância sejam próximas à unidade. Entretanto, apenas para a série do café isso ocorre de forma clara. Com o aumento do horizonte temporal apresentou indícios de reversão à média. Reversão à média também ocorreu no caso do etanol, mas com um horizonte de tempo maior, comparado ao contrato de café, logo, ambos serialmente correlacionados negativamente. Nas demais séries o comportamento das razões de variância apresentou valores crescentes e superiores à unidade, característico de aversão à média, demonstrando crescimento da variância mais do que proporcional com o tempo. Isso sugere que os retornos dessas séries possuíram presença dominante de autocorrelações positivas.

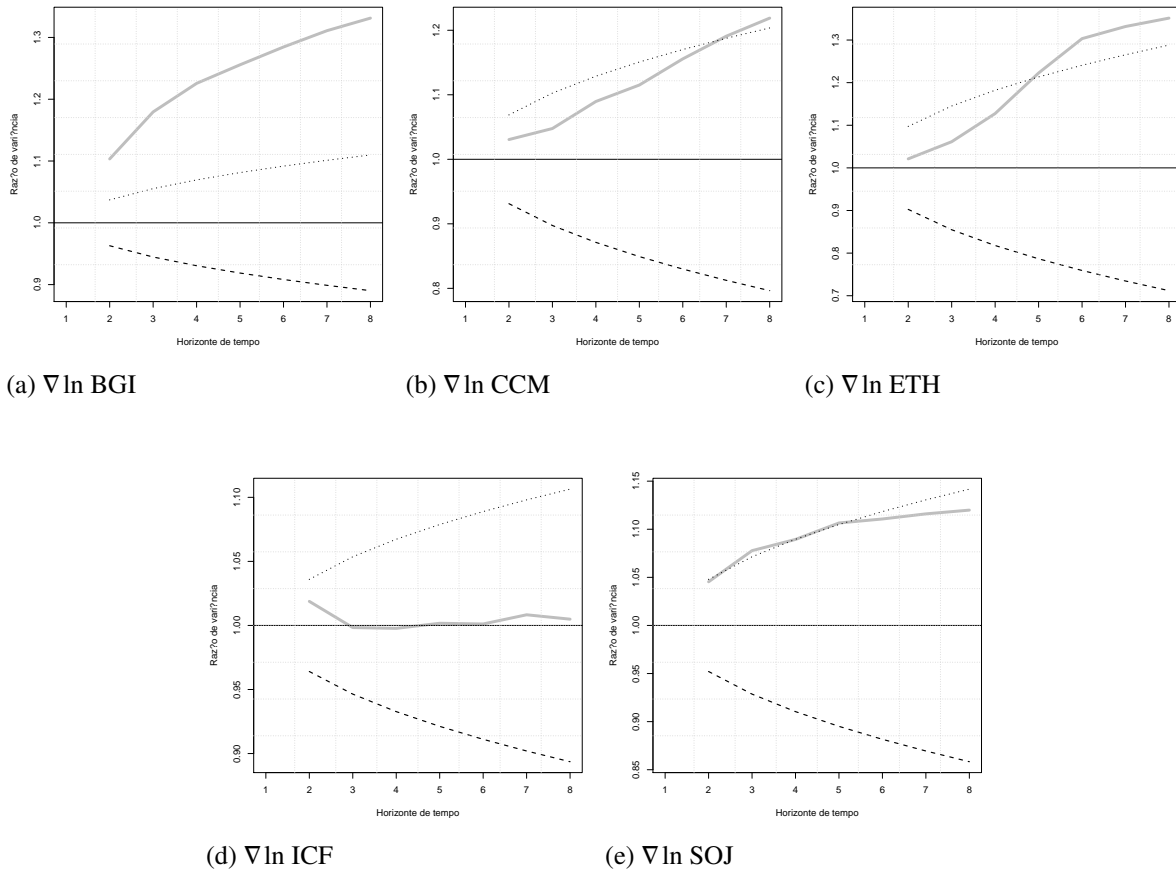


Figura 1 – Razões de variância

Fonte: Dados da Pesquisa

Têm-se indícios que os mercados de boi gordo, milho e etanol, por estarem fora do intervalo de confiança às razões de variância empíricas, não sejam eficientes, e nos mercados de café e soja há evidência à eficiência. Com base nessas razões parte-se para o cálculo dos testes de razões de variância.

Conforme demonstrado na Tabela 3, os retornos do boi gordo, café e soja apresentaram heterocedasticidade, logo, apenas os testes robustos à heterocedasticidade foram reportados. De acordo com os testes individuais de Lo e MacKinlay (1988) sob *wild bootstrap* de Kim (2006) expostos na Tabela 4, a hipótese nula de um passeio aleatório foi rejeitada para os retornos do boi gordo. Isso evidencia poder de previsão para horizontes de curto prazo, entre 2 e 8 períodos, invalidando a hipótese fraca de eficiência de mercado, representada pelo modelo de passeio aleatório 3 de Campbell, Lo e MacKinlay (1997). Invalidez às hipóteses também ocorrem nos mercados de milho e etanol, mas em horizontes mais longos, 6 e 8 dias. Pode-se inferir que os mercados de café e soja foram eficientes na forma fraca, nos períodos analisados, devido à não rejeição da hipótese de caminho aleatório, aos níveis tradicionais de significância estatística.

Possibilidades de previsões discrepantes, em horizontes diferentes, impossibilitaram a

Tabela 4 – Razões de variância com *wild bootstrap* proposto por Kim (2006) ao teste de Lo e MacKinlay (1988) sob os retornos

Teste	k	$\nabla \ln$ BGI	$\nabla \ln$ CCM	$\nabla \ln$ ETH	$\nabla \ln$ ICF	$\nabla \ln$ SOJ
M_1	2		0,8716	0,4257		
Valor-p			0,5260	0,8740		
M_1	4		1,3638	1,3712		
Valor-p			0,2730	0,2410		
M_1	6		2,1066	2,3908		
Valor-p			0,0600	0,0140		
M_1	8		2,1325	-0,3178		
Valor-p			0,0200	0,8540		
M_2	2	4,6618	0,6823	0,2956	0,5510	1,4743
Valor-p		0,0000	0,5260	0,8740	0,6170	0,1210
M_2	4	5,3052	1,1130	1,1524	-0,0355	1,5394
Valor-p		0,0000	0,2730	0,2410	0,9750	0,1060
M_2	6	4,8412	1,8024	2,1311	0,0501	1,2554
Valor-p		0,0000	0,0600	0,0140	0,9640	0,1740
M_2	8	3,0594	1,9081	-0,2650	-0,1409	0,8765
Valor-p		0,0010	0,0200	0,8540	0,8980	0,3510

Fonte: Dados da Pesquisa.

unicidade das inferências sobre a hipótese de caminho aleatório. Para contornar esse problema, parte-se ao teste conjunto entre todos os horizontes, proposto por Chow e Denning (1993).

Tabela 5 – Razões de variância com *wild bootstrap* proposto por Kim (2006) ao teste de Chow e Denning (1993) sob os retornos

Teste	$\nabla \ln$ BGI	$\nabla \ln$ CCM	$\nabla \ln$ ETH	$\nabla \ln$ ICF	$\nabla \ln$ SOJ
CD_1		2,1325	2,3908		
Valor-p		0,0570	0,0350		
CD_2	5,3052	1,9081	2,1311	0,5510	1,5394
Valor-p	0,0000	0,0570	0,0350	0,8870	0,2330

Fonte: Dados da Pesquisa.

Com base na metodologia múltipla do teste de Chow e Denning (1993) sob *wild bootstrap* de Kim (2006), a hipótese nula à razão de variância igual a 1 foi rejeitada nos mercados em que o teste de Lo e MacKinlay (1988) foi inconclusivo. Assim, os resultados dos testes individuais reforçam o resultado do teste múltiplo e indicam eficiência de mercado na forma fraca apenas aos mercados do café e da soja.

As evidências desfavoráveis à eficiência possuem implicações nos estudos sobre *hedge* desses mercados. De acordo com Rodrigues e Alves (2010), nos estudos empíricos brasileiros sobre razão e efetividade de *hedge* dos mercados agropecuários há predominância no uso da função de utilidade média variância como arcabouço, assim como baixa efetividade do *hedge*. Segundo demonstrações⁴ de Kroner e Sultan (1993), esse arcabouço pressupõe que os retornos

⁴Para maiores informações, ver a primeira nota de rodapé de Kroner e Sultan (1993), assim como as passagens das equações (5-6) e (9-10), as quais são simplificadas com base no pressuposto de o mercado futuro seguir um processo martingal.

nos mercados futuros sigam um processo martingal — por conseguinte, eficientes na forma fraca — para que a razão de *hedge* seja ótima. Assim, pode-se atribuir a baixa efetividade de *hedge* nos estudos empíricos brasileiros sobre os mercados agropecuários à não eficiência dos mercados futuros, o que causa a não otimalidade da razão de *hedge*.

O funcionamento informacional nos mercados cuja hipótese de passeio aleatório não foi rejeitada, e, portanto, eficientes na forma fraca, auxiliam os agentes desses mercados na descoberta de preços. Assim, esses mercados futuros eficientes contribuem para as tomadas de decisão sobre a produção, comercialização e estocagem (GARCIA; HUDSON; WALLER, 1988). Entretanto, nos mercados em que a hipótese nula de passeio aleatório foi rejeitada, os agentes estão sujeitos às informações errôneas indicadas nos mercados futuros dos ativos. Isso ocasiona incompletude informacional e, segundo Garcia, Hudson e Waller (1988), possível redução do excedente econômico, devido à possível alocação equivocada dos recursos desses agentes.

Conforme argumentos de Garcia, Hudson e Waller (1988), as diferentes características das *commodities* e de seus mercados influenciam a eficiência dos mercados futuros agropecuários. Nesse sentido, particularidades desses mercados, dispostas na Tabela 6, como liquidez, custos de transação e o poder de mercado dos participantes podem auxiliar na explicação das rejeições e não rejeições à hipótese nula.

Tabela 6 – Características dos mercados

	BGI	CCM	ETH	ICF	SOJ
Liquidez					
Média diária de contratos negociados	755	519	45	996	87
% de log retornos = 0	3,22	3,94	9,62	1,64	12,47
Tipos de participantes dos contratos em aberto (%)					
Pessoa Jurídica Financeira	5,9578	6,8968	2,2898	4,7176	2,0967
Investidor Institucional	19,5215	3,0077	0,7255	10,2125	2,2898
Investidores Não Residentes	7,2892	1,9100	3,3574	25,2093	1,4342
Pessoa Jurídica Não Financeira	34,8054	72,1241	84,3073	51,9801	85,6676
Pessoa Física	32,4271	16,0614	9,3200	7,8804	8,5116
Coefficiente de Gini	0,3313	0,6139	0,6968	0,4474	0,6995

Fonte: Sistema de recuperação de dados da BM&FBOVESPA.

Nota: O período compreende o disposto na Tabela 1. A média diária de contratos negociados e o percentual de log retornos iguais a zero se referem ao primeiro vencimento. Devido à disponibilidade no sistema de recuperação de dados da BM&FBOVESPA, os percentuais de contratos em aberto por tipo de participante referem-se a todos os vencimentos.

Observa-se que o ativo com a maior média diária de contratos negociados foi o café, sendo que neste ativo as evidências obtidas com os testes de razão de variância indicaram não rejeição à hipótese de eficiência de mercado. Note que Amado e Carmona (2004) encontraram evidências favoráveis a eficiência do mercado de café e indicaram a liquidez como fator para esse resultado.

A discrepância entre a evidência sugerida nos testes de razão de variância no mercado de

soja e sua liquidez indica que o número de contratos negociados não corresponde como fator explicativo, haja vista sua ínfima liquidez comparada a outros ativos. Note que no *survey* de Garcia e Leuthold (2004), os estudos no mercado norte-americano da soja indicam eficiência deste mercado. Portanto, um possível fator que pode explicar a eficiência nesse mercado brasileiro é a formação de seus preços ser dada nos mercados internacionais, repercutindo no mercado brasileiro.

Os contratos de boi gordo e milho apresentaram médias de contratos negociados inferiores ao do café, enquanto que os testes indicaram rejeição à eficiência. Ademais, liquidez discrepante no etanol e soja revela que esses foram os menos líquidos no período de análise, sendo que houve evidência não favorável à eficiência no mercado da soja. Assim, apesar de Garcia, Hudson e Waller (1988), Amado e Carmona (2004), Gilson e Kraakman (2014), entre outros, indicarem a liquidez dos contratos para que esses sejam informacionalmente eficientes, possíveis explicações das não rejeições e rejeições à hipótese de eficiência de mercado não podem ser centradas apenas nesse indicativo.

Como consequência da não eficiência nos mercados futuros agropecuários brasileiros, os preços não respondem tão rapidamente às informações públicas contidas em seus preços passados, de forma que os investidores podem obter lucros por arbitragem ao negociar tal informação (GILSON; KRAAKMAN, 2014). Dois mecanismos podem explicar tal resposta às informações para os autores. Primeiro, pode-se considerar que os profissionais desses mercados não compreendem tão rapidamente as novas informações em um curto espaço de tempo, quando comparado aos mercados eficientes. Segundo, nos mercados eficientes, considera-se que praticamente todos os profissionais atuantes no mercado possuem aprendizado às novas informações quase simultaneamente. No entanto, a velocidade com que as informações refletem nos preços é função da liquidez do mercado. Os autores notam que esses mecanismos informacionais sob os preços dependem dos custos de obtenção das informações e dos custos de arbitragem – isto é – do custo de negociar tais informações.

Segundo Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999), um ativo com elevados custos de transação tem movimentos dos preços menos frequentes e maior frequência de retornos iguais a zero comparado a um ativo com baixos custos de transação. Utilizando-se o percentual de retornos iguais a zero, *proxy* sugerida pelos autores para estimar os custos de transação, observam-se elevados custos de transação nos mercados de etanol e de soja ao serem comparados aos demais. Assim como os custos de transação, a baixa liquidez dos contratos dificulta a operacionalização das possíveis arbitragens existentes nos mercados não eficientes. Além disso, conforme McKenzie et al. (2002), o baixo nível de negócios dificulta a potencial descoberta de preços aos agentes do sistema de comercialização.

Assim como no mercado da soja, os mercados de etanol e milho apresentaram maior concentração dos contratos em aberto por tipo de participantes. Essa concentração, mensurada pelo coeficiente de Gini, possibilita inferir que há poder de mercado nas negociações desses ativos,

em particular das pessoas jurídicas não financeiras. Ao contrário do que ocorre nos mercados de café e boi gordo, a não atração dos diversos tipos de participantes nesses mercados, dificulta a eficiência informacional nesses mercados. Ressalta-se que apesar de a menor concentração dos participantes no mercado de boi gordo ser favorável à eficiência desse mercado, Urso (2007) sugere existência de poder de mercado na aquisição de bois pelos frigoríficos no mercado à vista. Segundo a autora, a estrutura dessa indústria é de uma produção pecuária pulverizada, um número elevado de frigoríficos, mas que já apresenta sinais de concentração, e passa a se estruturar como um oligopólio. Os resultados encontrados em seu estudo corroboraram a visão de que os frigoríficos — em sua maioria, associados a pessoas jurídicas não financeiras — têm mais informação, no mercado futuro, que os demais agentes.

Os resultados não condizentes com a eficiência dos mercados de milho e etanol também podem ser creditados às intervenções governamentais na estrutura de preços desses mercados. As intervenções governamentais, sugeridas como fator de influência ao bom funcionamento dos mercados no *survey* de Garcia, Hudson e Waller (1988), e utilizadas como justificativa no estudo sobre a eficiência do mercado de álcool anidro por Alves, Duarte e Lima (2008), têm influência adversa à eficiência informacional. Assim, devem-se considerar atenuações no grau dessas intervenções como forma de obter eficiência alocativa de recursos aos agentes dessa cadeia por meio do mercado futuro.

2.5 Considerações finais

Os resultados demonstraram que, no intuito de retornos especulativos, por mais que se tentem fazer previsões para essas séries, a evidência a favor de eficiência dos mercados de café e da soja indica que são imprevisíveis.

Os resultados da rejeição à hipótese de passeio aleatório aos retornos sugerem presença de predicabilidade nos mercados futuros agropecuários de boi gordo, milho e etanol. Refutá-la indica que os investimentos em ativos desses mercados podem proporcionar a agentes — investidores, arbitradores, especuladores e gestores financeiros — retornos superiores à média do mercado.

Desses resultados, as imperfeições existentes podem ocasionar a não proteção necessária a *hedgers* ao utilizarem contratos futuros que não refletem todas as informações existentes no mercado em seus preços passados. Isso dificulta a operacionalização de estratégias, com objetivo de redução de risco, embasadas na historicidade de suas cotações. A não eficiência fraca desses mercados pode explicar a baixa efetividade do *hedge* nesses ativos.

Do lado de eficiência alocativa necessária a agentes que fazem uso dos contratos nos mercados de *commodities* fracamente não eficientes, os mecanismos de apreçamento não asseguram alocação eficiente dos recursos aos agentes, com efeitos negativos para a cadeia dependente desse ativo. A ineficiência evidenciada pode levar aos membros que regulamentam e normatizam

esses contratos negociados na BM&FBOVESPA a tomarem medidas necessárias à sua correção e que elevem o volume negociado desses ativos, indispensável para que ocorra maior aleatoriedade, com possível redesenho contratual e formadores de mercado.

A rejeição da hipótese de eficiência nesses mercados oferece evidência de que ainda são ineficientes, e não uma evidência que o arcabouço teórico, no qual a hipótese se baseia, pode estar equivocado.

Referências

- ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Teste da eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil: uma análise de co-integração. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 1, p. 173–184, 2008.
- AMADO, C. F. P.; CARMONA, C. U. M. Uma análise da eficiência dos mercados futuros agrícolas brasileiros. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 4., 2004, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Finanças, 2004. p. 16.
- BITENCOURT, W. A. **Ensaio empírico sobre a eficiência do mercado futuro de café**. 2007. 73 p. Dissertação (Mestrado em Administração) — Departamento de Administração e Economia, Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2007.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 65, n. 332, p. 1509–1526, 1970.
- BRESSAN, A. A.; LEITE, C. A. M. Eficiência do mercado futuro de café no Brasil. **Reuna**, Belo Horizonte, v. 6, n. 1, p. 11–32, 2001.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. Princeton: Princeton University Press, 1997. 611 p.
- CHARLES, A.; DARNÉ, O. Variance-ratio tests of random walk: an overview. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 23, n. 3, p. 503–527, 2009.
- CHEN, W. W.; DEO, R. S. The variance ratio statistic at large horizons. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 22, n. 2, p. 206–234, 2006.
- CHOW, K.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. **Journal of Econometrics**, Dorchester, v. 58, n. 3, p. 385–401, 1993.

CRUZ JÚNIOR, J. C.; SILVEIRA, R. L. F. Análise de eficiência, co-integração e exogeneidade nos mercados futuros de café na BM&F, NYBoT e LIFFE. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Rio Branco. **Anais...** Londrina: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007. p. 21.

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.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chichester, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.

DUARTE, G. B.; LIMA, R. C.; ALVES, J. S. Co-integração e eficiência do mercado futuro da soja no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007. p. 11.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. **Econometrica**, Chichester, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.

FAMA, E. F. The behavior of stock-market prices. **The Journal of Business**, Chicago, v. 38, n. 1, p. 34–105, 1965.

_____. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, New York, v. 25, n. 2, p. 383–417, 1970.

FRAGA, G. J.; SILVA NETO, W. A. Eficiência no mercado futuro de *commodity*: evidências empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 1, p. 125–137, 2011.

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**, Lexington, v. 20, n. 1, p. 119–130, 1988.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R. M. A selected review of agricultural commodity futures and options markets. **European Review of Agricultural Economics**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 235–272, 2004.

GILSON, R. J.; KRAAKMAN, R. Market efficiency after the financial crisis: it's still a matter of information costs. **Virginia Law Review**, Charlottesville, v. 100, n. 2, p. 313–375, 2014.

GRANGER, C. W. J.; MORGENSTERN, O. Spectral analysis of New York stock market prices. **Kyklos**, Chichester, v. 16, n. 1, p. 1–27, 1963.

HAKKIO, C. Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 5, n. 2, p. 221–229, 1986.

- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.
- JARROW, R. A.; LARSSON, M. The meaning of market efficiency. **Mathematical Finance**, Hoboken, v. 22, n. 1, p. 1–30, 2012.
- KIM, J. H. Wild bootstrapping variance ratio tests. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 92, n. 1, p. 38–43, 2006.
- KRONER, K. F.; SULTAN, J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cambridge, v. 28, n. 4, p. 535–551, 1993.
- LESMOND, D.; OGDEN, J.; TRZCINKA, C. A new estimate of transaction costs. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 12, n. 5, p. 1113–1141, 1999.
- LIM, K.; BROOKS, R. The evolution of stock market efficiency over time: a survey of the empirical literature. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 25, n. 1, p. 69–10, 2011.
- LIM, K. P. **An empirical analysis of the weak-form efficiency of stock markets**. 2009. 303 p. Tese (Doctor of Philosophy) — Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, 2009.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, Oxford, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1978.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 1, n. 1, p. 41–66, 1988.
- McKENZIE, A. M.; JIANG, B.; DJUNAIDI, H.; HOFFMAN, L. A.; WAILES, E. J. Unbiasedness and market efficiency tests of the U.S. rice futures market. **Review of Agricultural Economics**, Cary, v. 24, n. 2, p. 474–493, 2002.
- MORAES, A. S.; LIMA, R. C.; MELO, A. de S. Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n. 3, p. 601–614, 2009.
- PARK, C.-H.; IRWIN, S. H. **The profitability of technical analysis: a review**. Urbana: University of Illinois at Urbana-Champaign, Department of Agricultural and Consumer Economics, 2004. 102 p. (AgMAS Project Research Reports, n. 04).
- RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S. Previsibilidade e eficiência no mercado agrícola. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 10, p. 1844–1850, 2011.

RODRIGUES, M. A.; ALVES, A. F. Efetividade e razão ótima de *hedge*: um *survey*. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010. p. 21.

SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, Cambridge, v. 5, n. 2, p. 41–49, 1965.

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

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. 2. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2005. 576 p.

URSO, F. S. P. **A cadeia da carne bovina no Brasil**: uma análise de poder de mercado e teoria da informação. 2007. 123 p. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) — Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2007.

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

WRIGHT, J. H. Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. **Journal of Business & Economic Statistics**, Philadelphia, v. 18, n. 1, p. 1–9, 2000.

3 FORMAÇÕES DE *CLUSTERS* DE EFICIÊNCIA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS MUNDIAIS DE SOJA

Resumo

Investigou-se a eficiência e formações de *clusters* nos contratos futuros do complexo soja (soja, farelo de soja e óleo de soja) negociados nas bolsas de *commodities*: argentina, brasileira, chinesa, indiana, japonesa, norte-americana e sul-africana. Com base na métrica obtida por distância euclidiana de razões de variância, evidenciaram-se dependências similares dos mercados, as quais podem ser interpretadas como efeito espraiamento da eficiência informacional. Os agentes devem, portanto, manter percepções em relação aos diversos mercados devido às sinalizações interdependentes dos preços.

Abstract

We analyzed the efficiency and the presence of clusters in the soybean complex future contracts (soybean, soybean meal and soybean oil) traded in the following future markets: Argentina (MTB), Brazil (BVMF), China (DCE), India (NCD), Japan (TKT), US (CBT) and South-Africa (SAF). Based on the metrics obtained by Euclidian distances of variance ratios, similar dependencies were found for all markets. The results suggest informational efficiency spread. Therefore agents shall maintain perceptions over several international markets, given the interdependence found for prices in separate future markets.

3.1 Introdução

Os agentes dos mercados de *commodities* agropecuárias utilizam como balizadores de preços os contratos futuros negociados nas tradicionais bolsas de países desenvolvidos. No entanto, com o recente crescimento negocial dos contratos oferecidos pelas bolsas nos países em desenvolvimento, em particular nos mercados asiáticos chineses e indianos, esses agentes também possuem nos novos mercados a possibilidade de executarem suas operações especulativas, de *hedge*, arbitragem e, conseqüentemente, apresentam-se como novo difusor informacional de preços.

Uma vez que os mercados consolidados são utilizados como referência na descoberta de preços pelos agentes em todo o mundo, esses devem refletir as informações desses mercados de maneira eficiente. Diz-se que um mercado é informacionalmente eficiente na forma fraca, o qual reflete todas as informações em seus preços passados (FAMA, 1970). Portanto, sob esse comportamento, em um mercado eficiente não há possibilidade preditiva somente com os preços históricos.

Há importância em estudar a hipótese de eficiência de mercado, pois os mercados eficientes funcionam como alternativa à intervenção governamental na gerência do risco de preços dos agentes do mercado. Além de possibilitar redução de risco, por meio de operações de *hedge*, os produtores e comerciantes dos produtos agropecuários podem utilizar desses mercados para descoberta de preços. Além disso, o funcionamento informacional dos mercados futuros, tanto em bolsas dos países desenvolvidos como em desenvolvimento, é relevante aos agentes que fazem transações internacionais com ativos físicos adjacentes negociados.

Uma vez que os mercados agropecuários mundiais são interligados e as informações estão disponíveis a todos os agentes, espera-se que os retornos dos mercados futuros para os mesmos ativos, bem como seus derivados, possuam comportamentos similares. Diante disso, há uma possível formação de aglomerações das séries de retornos, dadas as características de dependência serial.

Os estudos sobre a eficiência em mercados agropecuários foram revistos nos *surveys* de Garcia, Hudson e Waller (1988), Garcia e Leuthold (2004). Nota-se que nesses *surveys*, as *commodities* agropecuárias consideradas foram as negociadas em países desenvolvidos, cujos mercados podem ser considerados como consolidados. Ademais, a maioria dos estudos testaram a eficiência dos contratos norte-americanos, com evidências heterogêneas à hipótese de eficiência dos mercados. Na visão de Kumar e Pandey (2013), infelizmente, poucos trabalhos empíricos investigam a eficiência nos mercados futuros emergentes de *commodities* agropecuárias. Os estudos nos mercados futuros agropecuários dos países em desenvolvimento possuem características semelhantes, tanto metodologicamente como em evidências discrepantes para os mesmos ativos.

O objetivo deste estudo é investigar a eficiência dos mercados de contratos futuros de soja, desenvolvidos e em desenvolvimento, sob a hipótese fraca de Fama (1970). Em particular, objetiva-se testar a hipótese de sequência de diferença martingal das séries de retornos desses contratos e analisar as formações de *clusters* de eficiência nos mercados futuros de soja e seus derivados: farelo e óleo. Diferencia-se da literatura por utilizar-se da recente métrica proposta por Bastos e Caiado (2014), a qual permite avaliar a interdependência das séries temporais de retornos futuros com foco na predicabilidade. Distingue-se, também, por ser um compressivo estudo dos principais mercados futuros do complexo soja (soja, farelo de soja e óleo de soja) negociados nas bolsas de *commodities*: argentina, brasileira, chinesa, indiana, japonesa, norte-americana e sul-africana.

3.2 Eficiência dos mercados

Chama-se de eficiente o mercado no qual os preços sempre “refletem completamente” as informações disponíveis (FAMA, 1970). Disposta em seu *survey*, essa definição clássica para um mercado eficiente é subdividida em outras três hipóteses,¹ que refletem de forma ascendente o conjunto informacional. O conjunto de informações na hipótese fraca compreende somente os

¹Fama (1970) credita a Harry Roberts essa subdivisão à eficiência dos mercados.

preços históricos. Na semiforte são inclusas outras informações publicamente disponíveis. E, na forte, estão incluídas informações não públicas.

Na primeira hipótese, a qual é o objeto deste estudo, são, portanto, incorporadas todas as informações relevantes nos preços. Assim, segundo Ross (2004), transmite-se a ideia de que os preços resultam das decisões individuais dos agentes e dependem das informações subjacentes a essas decisões. Como corolários: i) os retornos futuros dos ativos dependem das novas informações transmitidas ao mercado e não das informações correntes, ii) um agente sujeito a um conjunto informacional igual ou inferior ao contido nos preços não possui capacidade preditiva de novas informações, logo não é hábil a obter retornos superiores ao mercado.

Acredita-se comumente que, utilizando-se dessa definição de Fama (1970), para testar a hipótese de eficiência de mercado, deve-se primeiro especificar um modelo de equilíbrio (JARROW; LARSSON, 2012). De acordo com os autores chama-se esse problema de “bad-model” ou hipótese conjunta. No entanto, demonstraram que é possível testar a eficiência de mercado sem especificar um modelo de equilíbrio em particular. Suas proposições possuem como base a literatura na qual a existência de oportunidades de arbitragem rejeita a eficiência de mercado. E, portanto, identificar oportunidades de arbitragem não requer a especificação de um modelo em particular. Assim, suas demonstrações à hipótese de eficiência perpassam o problema de “bad-model” e, com testes sob a hipótese martingal, testa-se também a hipótese de eficiência de mercado.

Utilizando-se a exemplificação de Escanciano e Lobato (2009b) para o conceito martingal e para a sequência de diferença martingal, tem-se que X_t forma uma martingal quando $E[X_t | X_{t-1}, X_{t-2}, \dots = X_{t-1}]$, quase certamente. Conforme ressaltado pelos autores é mais simples lidar com as primeiras diferenças, $Y_t = X_t - X_{t-1}$, logo, Y_t segue uma sequência de diferença martingal quando $E[Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots = 0]$, quase certamente. De forma mais geral, a hipótese de diferença martingal se mantém para uma série temporal estacionária de números reais $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$, quando a seguinte restrição para o momento condicional se mantém quase certamente:

$$E[Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots] = \mu, \quad \mu \in \mathbb{R}. \quad (3.1)$$

Essa hipótese generaliza a noção de sequência de diferença martingal ao permitir que a média não condicional de Y_t seja diferente de zero ou desconhecida. Além disso, estabelece que o melhor preditor dos valores futuros de uma série temporal é a esperança não condicional, dado o conjunto informacional passado e corrente. Logo, implica que as informações passadas e correntes não são úteis à predição dos valores futuros de uma sequência de diferença martingal.

Segundo Ross (2004), a eficiência fraca de mercado implica que os retornos sejam não correlacionados serialmente no tempo e, naturalmente, os retornos são não correlacionados com quaisquer combinações lineares dos retornos passados quando as correlações são calculadas com o uso de probabilidades martingal. Implicação, esta, também ressaltada por Escanciano e Lobato (2009b), conforme segue. Seja $I_t = \{Y_t, Y_{t-1}, \dots\}$ o conjunto informacional em t e \mathcal{F}_t

o σ -field gerado por I_t . A equivalência seguinte é fundamental, pois formaliza a propriedade característica de uma sequência de diferença martingal: Y_t é linearmente não previsível dadas quaisquer transformações $w(I_{t-1})$, lineares ou não lineares do passado, isto é,

$$E[Y_t | I_{t-1}] = \mu \text{ q.c.}, \mu \in \mathbb{R} \Leftrightarrow E[(Y_t - \mu)w(I_{t-1})] = 0, \quad (3.2)$$

para qualquer função ponderada $w(\cdot)$ de \mathcal{F}_{t-1} -mensurável. Portanto, os testes à eficiência podem ser procedidos com base na análise da dependência, linear ou não linear, das séries de retorno.

Os testes para a hipótese de eficiência de mercado são úteis como primeiro passo na avaliação da utilidade social dos mercados futuros (KELLARD et al., 1999). Essa utilidade da eficiência nos mercados futuros se faz presente diante das implicações aos agentes de comercialização, investidores, governos, reguladores dos mercados e às próprias Bolsas. Sendo eficientes, podem propiciar descoberta de preços, redução dos custos de transação, gestão de estoques, assim como a gestão dos riscos inerentes às respectivas cadeias produtivas.

Os mercados futuros devem ser eficientes para poderem refletir, com acurácia, as expectativas futuras e o valor de equilíbrio de oferta e demanda dos participantes. Dessa forma, a eficiência nos mercados futuros agrícolas é importante tanto aos agentes de comercialização e produção como aos governos. Para os agentes de comercialização e produção, permite gerência efetiva dos riscos de preços. Além disso, em mercados eficientes, há reflexo positivo nos custos de transação dos agentes, pois podem negociar com baixos custos de transação devido à menor quantidade de buscas por informações. Para os governos, um mercado eficiente significa uma melhor alternativa às suas intervenções (SAHAI, 2014; WANG; KE, 2005; ARUGA, 2011).

Com menores intervenções governamentais, os mercados futuros devem ser vistos como balizadores nas tomadas de decisão e gestão dos estoques aos agentes de comercialização e processadores. Ao tomarem essas decisões, os produtores podem utilizar os sinais contidos nos preços para ajustarem suas produções, comercializações e riscos nas suas atividades, possibilitando a mitigação dos potenciais riscos, ao fazer uso apropriado dos instrumentos de *hedging*. Assim, permite uma melhor gerência de estoque e de *hedge*, ao se utilizarem das sinalizações de um mercado eficiente (ZHENG; WANG, 2013).

Os mercados futuros podem fornecer sinalizações de preços, acessíveis e úteis, para orientar as decisões de produção, de comercialização e de gestão do risco de preços. Segundo Kumar e Pandey (2013) e Zheng e Wang (2013), para que isso ocorra, os mercados futuros devem estar de acordo com a hipótese de eficiência de mercado, proporcionando a descoberta de preços e as funções de *hedge*. Entretanto, ressaltam que a falta de fluxo informacional adequado pode afetar o processo de descoberta de preços e a gestão de riscos.

No intuito de propiciar um ambiente favorável à eficiência informacional, há interesse de os reguladores efetuarem alterações contratuais, para que os mercados futuros transmitam, de forma adequada, as informações contidas em seus preços. Assim, podem efetuar lançamentos de novos contratos, pois, segundo Zheng e Wang (2013), a eficiência de um mercado serve como

parâmetro para outros contratos não implementados. Com base na evidência à eficiência, Zheng e Wang (2013) afirmam que, se um mercado futuro for bem sucedido e eficiente, os reguladores podem ficar mais confiantes e motivados a planejar negócios em outras *commodities* importantes. Os autores utilizam-se do mercado emergente chinês, para exemplificar o interesse do governo na eficiência informacional dos preços na bolsa DCE, incumbindo esta bolsa a implementar mudanças significativas no intuito de melhorar sua eficiência.

Os mercados emergentes, onde os derivativos são relativamente recentes, possuem características diferentes se comparados aos mercados desenvolvidos e, nos estágios iniciais de desenvolvimento, apresentam certa ineficiência em seus contratos (KUMAR; PANDEY, 2013). Zheng e Wang (2013) levantaram algumas características que podem influenciar na não eficiência desses mercados como: características estruturais diferentes, nível de participação de agentes, assim como regulações ou supervisões governamentais. Os emergentes são caracterizados por baixa liquidez, poucos negócios, oferecerem pouco período amostral para pesquisa e, conseqüentemente, exibirem baixa correlação com mercados desenvolvidos, não normalidade, predicabilidade e elevada volatilidade (KUMAR; PANDEY, 2013). Portanto, a possível formação de *clusters* nos mercados do complexo soja se justifica devido a essas dessemelhanças ressaltadas pelos autores entre mercados desenvolvidos e em desenvolvimento.

3.2.1 Evidências empíricas

Os estudos iniciais à hipótese de eficiência dos mercados agropecuários utilizaram-se de testes sob dependência serial e análise espectral. Esses estudos foram revistos nos *surveys* de Garcia, Hudson e Waller (1988) e Garcia e Leuthold (2004) e, segundo os autores, apresentaram resultados não consensuais à hipótese de eficiência, em particular aos contratos futuros de soja e seus derivados. Esses estudos revistos verificaram a eficiência dos mercados futuros norte-americanos, os quais podem ser considerados como consolidados e desenvolvidos.

Apresentam-se na Tabela 7 estudos recentes à hipótese de eficiência de contratos futuros do complexo soja nesses mercados. Kellard et al. (1999) e Chinn e Coibion (2014) evidenciaram eficiência no longo prazo para o mercado futuro de soja. No entanto, Kellard et al. (1999) sugerem que no curto houve evidência de não eficiência. McKenzie e Holt (2002) encontraram evidências favoráveis à eficiência do mercado norte-americano de farelo de soja, tanto no curto como no longo prazo.

Nota-se, portanto, discrepância nas evidências dos mercados norte-americanos, assim como demonstraram os *surveys* de Garcia, Hudson e Waller (1988) e Garcia e Leuthold (2004). Ademais, suas revisões não dispõem de contratos futuros em mercados emergentes. Os demais estudos dispostos na Tabela 7 tiveram como objeto de estudo os mercados futuros emergentes e em desenvolvimento.

Esses também apresentaram evidências discrepantes, assim como nos mercados desen-

volvidos, conforme se pode observar a seguir.

Tabela 7 – Estudos empíricos sobre a eficiência dos mercados futuros do complexo soja

Bolsa	Autores	Contrato	Metodologia	Período	Evidência
BVMF	Abitante (2008)	Soja	Cointegração	2005	Mista
BVMF	Fraga e Silva Neto (2011)	Soja	Cointegração	2007-2008	Desfavorável
CBT	Kellard et al. (1999)	Soja	Cointegração	1979-1996	Mista
CBT	McKenzie e Holt (2002)	Farelo de Soja	Cointegração	1959-2000	Favorável
CBT	Chinn e Coibion (2014)	Soja	Cointegração	1990-2012	Favorável
ROFX	Pacheco (2004)	Soja	Dependência serial	1994-2002	Desfavorável
DCE	Peng, Yong e Suo (2006)	Óleo de soja	Cointegração	2003-2006	Desfavorável
DCE	Wang e Ke (2005)	Soja	Cointegração	1998-2002	Mista
DCE	Zheng e Wang (2013)	Soja	Cointegração	2003-2010	Mista
NCD	Sahai (2014)	Óleo de soja	Cointegração	2004-2014	Desfavorável
NCD	Kumar e Pandey (2013)	Soja	Cointegração	2004-2008	Mista
TKT	Aruga (2011)	Soja	Cointegração	2000-2008	Mista

Fonte: Bloomberg.

Nota: Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Rosario (ROFX), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*. Optou-se por serem apresentadas apenas as evidências referentes à soja e seus derivados nesses estudos.

De acordo com Zheng e Wang (2013), apesar de vasta literatura à eficiência em mercados desenvolvidos, os resultados encontrados podem não ser confirmados em mercados em desenvolvimento. Pois é razoável esperar que nos estágios iniciais de desenvolvimento de um mercado haja baixa eficiência. Segundo Kumar e Pandey (2013), os mercados emergentes são recentes e possuem poucas observações, o que justifica a discrepância na quantidade de artigos efetuados nesses mercados e oferece oportunidade para investigar o questionamento quanto à sua eficiência.

Enquanto que Fraga e Silva Neto (2011) e Pacheco (2004) demonstraram evidências de não eficiência nos mercados de soja — brasileiros e argentinos — respectivamente, os demais estudos demonstraram evidências mistas nos mercados em desenvolvimento. Essas evidências mistas, favoráveis e desfavoráveis, deram-se em função da segmentação dos períodos de análise, frequências dos dados e contratos de diferentes vencimentos. Para os mercados futuros de óleo de soja — chineses e indianos — os resultados encontrados por Peng, Yong e Suo (2006) e Sahai (2014) foram desfavoráveis à hipótese de eficiência.

As evidências empíricas de Peng, Yong e Suo (2006) sugerem que os futuros de *commodities* na China não possuem poder de precificação internacional, com direção da influência dos preços ocorrendo dos mercados norte-americanos para o mercado local. Abitante (2008) demonstrou a existência de cointegração entre os preços à vista do mercado local da soja e os preços futuros norte-americanos. Conforme exposto por Aruga (2011), os mercados de soja são negociados em diversas bolsas e, portanto, há elevadas informações relevantes para esse produto. Assim, os mercados de soja podem exibir *clusters* informacionais devido a essa disseminação de informações contidas nos preços em diversas Bolsas. E, também, devido à influência dos

mercados internacionais, em particular dos mercados norte-americanos, nos mercados locais (emergentes).

Em relação à metodologia empregada pelos autores, houve predominância do método de cointegração nesses estudos recentes à hipótese de eficiência, diferentemente dos estudos iniciais, que verificaram a existência de dependências lineares e não lineares. Segundo Garcia e Leuthold (2004), os estudos passaram a adotar os modelos de correção de erro e testes de cointegração para verificar a hipótese conjunta de não enviesamento e eficiência de mercado. Após as noções sobre cointegração de Granger e Johansen, essa abordagem passou a ser predominante nos estudos sobre a eficiência dos ativos agropecuários, tanto nos estudos em mercados consolidados, dispostos em Garcia e Leuthold (2004) como nos estudos em mercados emergentes, dispostos na Tabela 7.

Conforme essa abordagem cointegrante, os estudos testaram a hipótese de uma relação de longo prazo, entre os preços à vista e futuros, de $[1, -1]$ sob o termo de correção de erro, e não, de forma específica, se os mercados futuros condizem com a eficiência. Dessa forma, os estudos deixaram de abordar, sob as séries temporais dos mercados futuros, as noções de processos em conformidade a um passeio aleatório e a uma martingal, conforme advogam, por exemplo, os estudos de Fama (1970), Ross (2004), Escanciano e Lobato (2009b) e (JARROW; LARSSON, 2012).

Nota-se que os testes de razão de variância propostos por Lo e MacKinlay (1988), Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Belderrain-Franch e Contreras (2004), aplicados no contexto de mercados acionários e cambiais sob a hipótese fraca de eficiência de mercado, não foram aplicados em ativos agropecuários, em particular, nos mercados futuros de soja. Assim, acredita-se no ineditismo da aplicação dessas propostas, em particular da métrica sugerida por Bastos e Caiado (2014) aos mercados futuros do complexo soja, a qual propicia análise de *clusters* informacionais.

3.3 Agrupamento de eficiência dos mercados

Nessa sessão, descrevem-se os passos metodológicos procedidos para a análise de agrupamentos de eficiência dos mercados futuros do complexo soja. Primeiramente, computam-se as razões de variância propostas por Chow e Denning (1993) e Belderrain-Franch e Contreras (2004). Com base nessas razões de variância, calcula-se métrica proposta por Bastos e Caiado (2014), que, por sua vez, possibilita proceder com a análise hierárquica de *clusters* de eficiência.

3.3.1 Razão de variância

A metodologia de razão de variância consiste em testar a hipótese de sequência martingal, explorando o fato que a variância dos incrementos de uma sequência martingal é linear em todos os intervalos amostrais. A razão de variância na defasagem k é definida como a razão entre $(1/k)$ -ésima da k -ésima diferença em relação à variância da primeira diferença. Portanto, espera-

se que, para uma sequência martingal, a variância calculada para cada intervalo de defasagens individuais $k = 2, 3, \dots$ deve ser igual à unidade (BELAIRE-FRANCH; CONTRERAS, 2004).

De acordo com Belaire-Franch e Contreras (2004), apesar de usualmente averiguarem várias defasagens nas estatísticas de razão de variância no contexto do teste de Lo e MacKinlay (1988), cuja hipótese nula é rejeitada para alguma defasagem k , Chow e Denning (1993) ressaltam que esse procedimento sequencial leva ao sobredimensionamento dos testes. Conforme apontado por Wright (2000), utilizar-se de vários valores k pode levar à sobrerrejeição da hipótese nula nesse mesmo contexto. Os experimentos de Belaire-Franch e Contreras (2004) confirmaram o apontamento de Wright (2000) que utilizar os testes de razão de variância com vários intervalos de agregação resulta em elevação das taxas de rejeição e, portanto, sofrem com distorções amostrais quando são aplicados sequencialmente vários valores de k . Devido a esse problema do procedimento sequencial, utilizam-se os testes de Chow e Denning (1993) e de Belaire-Franch e Contreras (2004) nas análises de eficiência dos mercados, os quais são versões múltiplas dos testes de razão de variância propostos por Lo e MacKinlay (1988) e Wright (2000), respectivamente.

Chow e Denning (1993) estendem a razão de variância proposta por Lo e MacKinlay (1988), cuja definição pode ser dada por

$$VR(k) = \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^{Tq} \left[y_t + \dots, y_{t-k+1} - k \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^T y_i \right) \right]^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=k}^{Tq} \left[y_t - \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^T y_i \right) \right]^2}. \quad (3.3)$$

e as estatísticas sob suposições de homocedasticidade e heterocedasticidade, M_1 e M_2 , respectivamente, por

$$M_1(k) = [VR(k) - 1] \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-1/2} \quad (3.4)$$

e

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\left[\sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \left\{ \frac{\sum_{t=j+1}^T \left[y_t - \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^T y_i \right) \right]^2 \left[y_{t-j} - \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^T y_i \right) \right]^2}{\left\{ \sum_{i=1}^T \left[y_t - \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^T y_i \right) \right]^2 \right\}^2} \right\} \right]^{1/2}}. \quad (3.5)$$

Esses testes utilizam-se do fato que, se os retornos são independentes e identicamente distribuídos, então, a variância do retorno no período k é k vezes a variância do retorno no primeiro período. Portanto, essas estatísticas devem ser próximas a 1 se y_t for independente e identicamente distribuído (WRIGHT, 2000).

Segundo Belaire-Franch e Contreras (2004), o teste de Chow e Denning (1993) provê um procedimento para comparação múltipla de um conjunto de estimações de razão de variância. Para um conjunto de estatísticas m , a hipótese martingal é rejeitada se qualquer uma das razões de variância estimadas for estatisticamente significativa diferente de um. Assim, somente o valor absoluto máximo do conjunto de estatísticas é considerado. O teste de Chow e Denning (1993) tem como base que

$$\Pr \left[\max \left(|M_j(k_1)|, |M_j(k_2)|, \dots, |M_j(k_m)| \right) \leq \text{SMM}(\alpha, m, T) \right] \geq 1 - \alpha.$$

Disso, Chow e Denning (1993) sugerem comparar as estatísticas máximas M_1 ou M_2 , em valores absolutos, com o valor crítico assintótico α do módulo máximo studentizado, $MMS(\alpha; m; 1)$, tal que m é o número de defasagens k (BELAIRE-FRANCH; CONTRERAS, 2004).

Wright (2000) propôs as estatísticas R_1 e R_2 para as T observações das primeiras diferenças de $\{y_1, \dots, y_T\}$, definidas como²:

$$R_1(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + \dots + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2}, \quad (3.6)$$

$$R_2(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + \dots + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2}, \quad (3.7)$$

tal que,

$$r_{1t} = \left(r(y_t) - \frac{T+1}{2} \right) / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}, \quad (3.8)$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1}(r(y_t) / (T+1)), \quad (3.9)$$

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}, \quad (3.10)$$

$r(y_t)$ é o posto entre y_1, \dots, y_T e Φ^{-1} a inversa da função de distribuição acumulada de uma normal. O teste com base nos sinais das primeiras diferenças é dado por

$$S_1(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t + \dots + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2}, \quad (3.11)$$

tal que $s_t = 2u(y_t, 0)$, $s_t(\bar{\mu}) = 2u(y_t, \bar{\mu})$ e

$$u(x_t, q) = \begin{cases} 0,5 & \text{se } x_t \geq q, \\ -0,5 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Belaire-Franch e Contreras (2004) estendem os testes de sinais e de posto propostos por Wright (2000) para o contexto de razões de variância múltiplas. O procedimento adotado por esses autores foi adaptá-los ao contexto sugerido por Chow e Denning (1993). Assim, Belaire-Franch e Contreras (2004) definem os seguintes testes com base na abordagem da estatística extrema de Chow e Denning (1993): Sob a suposição de primeiras diferenças independentes e identicamente distribuídas em Wright (2000), os testes $CD(R_j)$ seguem uma distribuição

$$\max \left\{ \left| R_j^*(k_1) \right|, \left| R_j^*(k_2) \right|, \dots, \left| R_j^*(k_m) \right| \right\}$$

²As notações das fórmulas (3.6-3.11) seguem o trabalho de Belaire-Franch e Contreras (2004), pois, segundo os autores, houve erro tipográfico reconhecido por Wright em seu estudo publicado em Wright (2000).

tal que $R_j^*(k_1)$ é o teste com base no posto com quaisquer permutações aleatórias dos elementos $\{1, 2, \dots, T\}$. Sob a suposição de sequência de diferenças martingal em Wright (2000), os testes $CD(S_j)$ seguem uma distribuição

$$\max \left\{ |S_j^*(k_1)|, |S_j^*(k_2)|, \dots, |S_j^*(k_m)| \right\}$$

tal que $S_j^*(k_1)$ é o teste com base no posto calculado com uma sequência independente e identicamente distribuída $\{s_t^*\}_{t=1}^T$, em que cada elemento assume um com probabilidade $1/2$ e -1 caso contrário.

3.3.2 Agrupamentos de séries temporais

A finalidade da análise de agrupamentos de eficiência é identificar a estrutura do conjunto dos mercados futuros, organizando-os de forma homogênea quanto ao grau de eficiência de seus mercados. De acordo com Duda, Hart e Stork (2001), inicia-se a investigação dos *clusters* definindo uma função de distância adequada para calcular a matriz de distâncias entre todos os pares amostrais. Além disso, é fundamental obter uma mensuração relevante das similaridades entre cada par de séries temporais na análise de *cluster* (BASTOS; CAIADO, 2014). Pois, se a distância for uma boa mensuração das dissimilaridades, então, espera-se que a distância entre as amostras de um mesmo *cluster* seja significativamente menor do que a distância amostral em diferentes *clusters* (DUDA; HART; STORK, 2001).

Utiliza-se a métrica proposta por Bastos e Caiado (2014), a qual mensura a distância Euclidiana entre os vetores das estatísticas de razão de variância múltiplas, propostas por Chow e Denning (1993) e Balaire-Franch e Contreras (2004): M_1, M_2, R_1, R_2 e S_1 . Esses vetores incluem as razões de variância estimadas por k defasagens com a finalidade de identificar a dependência serial dos retornos.

Conforme ressaltam Duda, Hart e Stork (2001), os resultados na análise de *clusters* dependem da escolha da distância (Euclidiana) como mensuração da dissimilaridade. Note que *clusters* formados por distância Euclidiana não são invariantes a transformações lineares ou outras transformações que distorçam a relação de distância. Assim, uma das formas para obter a invariância é normalizar os dados antes de formar os *clusters*, transformando todas as observações para que tenham média zero e variância unitária. Assim, para eliminar qualquer viés devido às diferentes escalas das variáveis, procede-se a estandardização das razões de variância antes de computar as distâncias (BASTOS; CAIADO, 2014).

Para exemplificar a métrica de Bastos e Caiado (2014), denote $v'_x = [VR_{1x}, VR_{2x}, \dots, VR_{px}]$ e $v'_y = [VR_{1y}, VR_{2y}, \dots, VR_{py}]$ como os vetores de dimensão p das razões de variância estandardizadas para as séries temporais x e y , respectivamente. A mensuração proposta por Bastos e Caiado (2014) entre esses vetores é

$$d_{VR}(x, y) = \sqrt{\sum_{j=1}^p (VR_{jx} - VR_{jy})^2}. \quad (3.12)$$

Seja n o número de séries temporais, computa-se a dissimilaridade entre cada par de séries, cujo resultado é a matriz de distância Euclidiana D com $n(n-1)/2$ diferentes pares de séries temporais.

Uma das soluções encontradas para análise de *clusters* em séries temporais é converter essas séries em dados estáticos para que sejam utilizados os algoritmos de *clusters* estáticos de forma direta (LIAO, 2005). Assim, pode-se considerar que a proposta de Bastos e Caiado (2014) segue essa abordagem pois diminui a dimensão dos dados, convertendo-os em um vetor com as características das séries, o que, segundo Liao (2005), permite aplicar os algoritmos tradicionais de *clusters* como o escalonamento multidimensional e a análise de *cluster* hierárquica por *complete linkage*.

3.3.2.1 Análise de cluster hierárquica

A homogeneidade dos grupos na análise de *cluster* permite que as similaridades das variáveis dentro de cada grupo sejam minimizadas e as dissimilaridades entre grupos sejam maximizadas (LIAO, 2005). Portanto, ao fazer uso da métrica de Bastos e Caiado (2014), evidenciam-se *clusters* de eficiência nos mercados futuros, dadas as características de dependência serial às séries. Segundo Bastos e Caiado (2014), o algoritmo mais comum na análise de *cluster* baseia-se na classificação hierárquica, sendo utilizado pelos autores em suas análises de aglomerações de eficiência.

Ao serem feitos os agrupamentos hierárquicos, os dados são organizados em uma estrutura hierárquica de acordo com a matriz de proximidade que pode ser representada em forma de dendogramas. O nó principal do dendograma representa todo o conjunto de dados e os demais nós cada um dos dados. Os nós intermediários representam a distância entre os *clusters* e a altura do dendograma expressa a distância de cada par de *clusters* (XU; WUNSCH, 2005). De uma forma geral, a exemplificação desses procedimentos segundo o autor segue:

- (a) Começar com um *cluster* único N e calcular a matriz de proximidade para os N *clusters*;
- (b) Procurar a distância mínima $D(C_i, C_j) = \min_{1 \leq m, \leq N; m \neq l} D(C_m, C_l)$ tal que $D(*, *)$ é a métrica escolhida para a matriz de proximidade, e, então, combinar o *cluster* C_i e C_j para formar um novo *cluster*;
- (c) Atualizar a matriz de proximidade ao calcular as distâncias entre o novo *cluster* e os demais;
- (d) Repetir os passos 2 e 3 até que todos os objetos estejam no mesmo *cluster*.

Assim como em Bastos e Caiado (2014), escolhe-se o algoritmo *complete linkage* para formação dos agrupamentos hierárquicos. Segundo Xu e Wunsch (2005), esse método é realizado com base na distância máxima dos pares de objetos para definir a distância dos *clusters* internos e pode ser definido por $D(C_l, (C_i, C_j)) = \max(D(C_l, C_i), D(C_l, C_j))$

Para avaliar a validade dos *clusters* formados, utiliza-se o procedimento de Suzuki e

Shimodaira (2006). Nesse procedimento, para cada *cluster* no dendograma, calculam-se os valores-*p* aproximadamente não enviesados por *multiscale bootstrap* de Shimodaira (2002), Shimodaira (2004). Esses valores-*p* representam a possibilidade de que o *cluster* em análise seja um *cluster* verdadeiro.

3.3.3 Base de dados

A base de dados foi composta pelos retornos dos contratos dispostos na Tabela 8. Esses contratos foram obtidos no terminal Bloomberg, disponibilizados como contratos contínuos e equivalem ao primeiro vencimento.

Tabela 8 – Base de dados

Contrato	Bolsa	País	Código Bloomberg	Início amostral	Final amostral
Soja	BVMF	Brasil	IFS	02-2011	12-2013
	CBT	Estados Unidos	S	02-2011	12-2013
	DCE	China	AK	02-2011	12-2013
	MTB	Argentina	VT	02-2011	12-2013
	NCD	Índia	Q8	02-2011	12-2013
	SAF	África do Sul	SY	02-2011	12-2013
	TKT	Japão	JS	02-2011	12-2013
Farelo de Soja	CBT	Estados Unidos	SM	02-2011	12-2013
	DCE	China	AE	02-2011	12-2013
Óleo de Soja	CBT	Estados Unidos	BO	02-2011	12-2013
	DCE	China	SH	02-2011	12-2013
	NCD	Índia	M7	02-2011	12-2013

Fonte: Bloomberg.

Nota: Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*.

Escolheu-se o primeiro vencimento devido ao maior volume negocial nesses contratos. Segundo Kellard et al. (1999), a escolha do contrato mais próximo do vencimento auxilia a minimizar as ineficiências devido ao prêmio de risco e aos erros de aprendizado. Ademais, Kumar e Pandey (2013) ressaltaram que, nos mercados futuros de *commodities* de seu estudo, há maior volume negocial no primeiro vencimento, sendo que nos demais contratos próximos a vencer existe necessidade de elevar a participação dos agentes, o que indica que os *hedgers* e especuladores devem utilizar o contrato mais próximo do vencimento.

Os mercados emergentes oferecem pouco período amostral para pesquisa (KUMAR; PANDEY, 2013). Portanto, devido à inexistência de séries temporais longas para os mercados emergentes e recentes lançamentos contratuais, optou-se pelo início das séries em fevereiro de 2011. Esse início amostral se deve ao recente lançamento dos contratos de soja na BVMF. Assim, possibilita a análise do maior número de contratos do complexo soja nas diferentes bolsas.

3.4 Resultados e discussões

O requisito básico de qualquer análise estatística dos mercados é a existência de algumas propriedades estatísticas (CONT, 2001). Algumas dessas propriedades, tidas como fatos estilizados de séries temporais financeiras e apresentadas por Cont (2001), não são confirmadas em todos os mercados futuros analisados. Existem discrepâncias a esses fatos nas seguintes características: ausência de autocorrelação e *cluster* de volatilidade. Por outro lado, confirmam-se características para todos os mercados, com respeito a: caudas pesadas e estacionariedade. Assim sendo, apresentam-se a seguir essas características às séries de retornos dos contratos futuros de soja, assim como de seus derivados: farelo e óleo. Primeiramente, analisam-se as estatísticas descritivas. E, por conseguinte, as estatísticas de raiz unitária, autocorrelação e heterocedasticidade. Concluindo, a análise de sequência martingal com os testes de razão de variância, assim como a análise de *clusters* de eficiência.

Tabela 9 – Estatísticas descritivas

Painel A - Soja

	BVMF	CBT	DCE	Soja MTB	NCD	SAF	TKT
Observações	709	731	704	675	869	690	546
Mínimo	-0,172	-0,0991	-0,0571	-0,1305	-0,1991	-0,1192	-0,1292
Máximo	0,0514	0,0481	0,0583	0,0411	0,0681	0,05	0,3778
Média	1×10^{-4}	-1×10^{-4}	1×10^{-4}	-1×10^{-4}	5×10^{-4}	7×10^{-4}	6×10^{-4}
Variância	2×10^{-4}	2×10^{-4}	1×10^{-4}	1×10^{-4}	3×10^{-4}	2×10^{-4}	9×10^{-4}
Assimetria	-3,8641	-0,8927	0,875	-2,0293	-2,6188	-1,6222	4,5869
Curtose	44,2913	7,6187	16,1449	24,2418	35,2113	14,1051	56,485
Jarque-Bera	52132,0802 ^a	746,84 ^a	5158,2563 ^a	13153,6975 ^a	38561,9715 ^a	3848,1847 ^a	66994,2666 ^a

Painel B - Derivados da Soja

	Farelo de Soja		Óleo de Soja		
	CBT	DCE	CBT	DCE	NCD
Observações	731	704	732	704	882
Mínimo	-0,1706	-0,0728	-0,0453	-0,0619	-0,1047
Máximo	0,057	0,1601	0,042	0,1231	0,0372
Média	2×10^{-4}	1×10^{-4}	-6×10^{-4}	-5×10^{-4}	1×10^{-4}
Variância	4×10^{-4}	2×10^{-4}	1×10^{-4}	2×10^{-4}	1×10^{-4}
Assimetria	-1,7578	1,1556	0,1051	1,0606	-1,5711
Curtose	16,3986	26,3255	3,8367	23,0427	16,4768
Jarque-Bera	5844,3663 ^a	16116,3503 ^a	22,7021 ^a	11915,447 ^a	7037,5566 ^a

Nota: a, b e c representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*.

Devido às características de cada mercado, houve diferenças na quantidade de observações. O contrato com maior número de dias de negociação foi o de soja, negociado na Bolsa indiana de futuros (NCD), enquanto que a menor quantidade de observações ocorreu no contrato de soja, negociado no Japão (TKT). Essa discrepância no número de observações se deve aos feriados, assim como aos períodos de não negociação dos contratos, os quais diferem nas Bolsas.

Note que, apesar disso, a quantidade de observações é grande o suficiente para o procedimento metodológico e análise de eficiência empregados neste estudo. Pois, conforme simulações de Belaire-Franch e Contreras (2004) e Chow e Denning (1993), não houve distorções amostrais para a quantidade de observações às séries dispostas na Tabela 9.

Observa-se a existência de valores extremos nas séries, negativos e positivos, indicadas pelos mínimos e máximos. Podem-se exemplificar esses casos extremos nas variações percentuais negativas diárias para: a soja negociada na Bolsa indiana NCD (-19%) e, também, para a soja negociada na Bolsa brasileira BVMF (-17%). Por outro lado, variações positivas extremas podem ser exemplificadas na soja negociada na Bolsa japonesa TKT (+ 37%), assim como no farelo de soja negociado na Bolsa americana CBT (+17%). Na visão de Garcia e Leuthold (2004), essas ocorrências podem ser explicadas, por exemplo, devido ao efeito vencimento, como também à microestrutura característica dos mercados: volume; composição e quantidade dos agentes atuantes nos mercados; entre outras. Ademais, essas variações diárias abruptas refletem nas medidas de assimetria e sugerem um possível comportamento não normal às séries.

As maiores volatilidades ocorreram nos mercados de soja, farelo de soja e óleo de soja, negociados nas Bolsas TKT, CBT e DCE, respectivamente. Destaca-se o mercado da soja negociado na DCE como o menos volátil. Essas evidências de variâncias díspares são consistentes com os argumentos de Garcia e Leuthold (2004) de que as volatilidades são influenciadas pelos mercados à vista, cujas informações são transmitidas aos preços em importantes períodos. Exemplificam esses períodos coincidentes com as volatilidades em uma boa safra, mas, também, por outro lado, os períodos de estoque escasso.

Conforme advoga a lei do preço único, os preços de um mesmo produto, no caso, a soja, negociada em diferentes lugares, devem ser iguais, descontados os custos de transação. Disso, espera-se que as distribuições empíricas dos retornos desses mercados sejam similares. No entanto, conforme os sinais dos coeficientes de assimetria nos mercados de soja, farelo de soja e óleo de soja, isso não se verifica. Ocorrem, por exemplo, discrepâncias nas variações dos mercados de soja na DCE e na TKT, comparando-os aos demais. Verifica-se, também, dissimilaridade entre os mercados de farelo de soja (CBT vs. DCE) e entre os mercados de óleo de soja na (DCE vs. NCD). Uma vez que esses contratos não são negociados na mesma moeda, além de possuírem diferentes horários de negociação, as variações cambiais, bem como a assincronia desses horários, podem ser consideradas como possíveis fatores explicativos para essas evidências.

Os mercados emergentes são caracterizados por distribuições não normais (KUMAR; PANDEY, 2013). Isso se verifica por meio do teste Jarque-Bera (Tabela 9). Além desses mercados, os tidos como desenvolvidos — negociados na CBT — também podem ser caracterizados pela não normalidade dos retornos. Para a análise de eficiência, essas evidências de não normalidade às séries de retornos, indicadas pelos coeficientes de assimetria, curtose e pelo teste de Jarque-Bera, corroboram a escolha da versão múltipla ao teste de Wright (2000), proposto por

(BELAIRE-FRANCH; CONTRERAS, 2004). Pois, com base nos argumentos de Belaire-Franch e Contreras (2004), a ocorrência de caudas pesadas pode provocar distorções nas razões de variância. Ademais, Wright (2000) ressalta que seu teste tem maior poder do que os testes anteriores para o caso de dados não normais.

Tabela 10 – Estatísticas de raiz unitária, autocorrelação e heterocedasticidade

Painel A - Soja

	Soja						
	BVMF	CBT	DCE	MTB	NCD	SAF	TKT
DF-GLS MAIC	-8,184 ₇	-6,096 ₁₀	-8,237 ₈	-3,173 ₁₀	-8,163 ₈	-7,299 ₉	-22,474 ₀
Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W)	3,192	7,666 ^c	6,847	7,624 ^c	9,068 ^b	40,562 ^a	5,754
Monti ponderado (\tilde{M}_W)	2,996	8,303 ^c	7,077	7,688 ^c	8,569 ^b	38,189 ^a	5,806
Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W^*)	0,088	5,156	15,607 ^a	0,418	0,740	81,155 ^a	2,268
Monti ponderado (\tilde{M}_W^*)	0,088	4,935	16,366 ^a	0,426	0,746	86,248 ^a	2,277

Painel B - Derivados da Soja

	Farelo de Soja		Óleo de Soja		
	CBT	DCE	CBT	DCE	NCD
DF-GLS MAIC	-5,73 ₁₀	-7,899 ₈	-6,088 ₁₀	-18,002 ₁	-6,323 ₈
Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W)	2,707	3,260	6,199	2,635	5,218
Monti ponderado (\tilde{M}_W)	2,739	3,348	6,014	2,591	5,134
Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W^*)	2,613	9,816 ^b	15,454 ^a	0,548	14,234 ^a
Monti ponderado (\tilde{M}_W^*)	2,622	10,17 ^b	12,696 ^a	0,566	12,894 ^a

Nota: a, b e c representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*. Os números subscritos no teste DF-GLS denotam os *lags* do critério informacional Akaike modificado. Os valores críticos desse teste são: -3,42, -2,91 e -2,62, a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Box-Pierce ponderado e Ljung-Box ponderados denotam as estatísticas propostas por Fisher e Gallagher (2012). Os sobrescritos * denotam essas estatísticas com base nos resíduos ao quadrado.

Dentre os requisitos básicos destacados por Cont (2001) para a análise de dados desses mercados, deve-se considerar a invariância do processo de retorno no tempo: hipótese de estacionariedade. Conforme se espera de séries temporais de mercados futuros, os retornos apresentam-se estacionários. Estas evidências sugeridas pela significância estatística dos testes DF-GLS, com o critério informacional de Akaike modificado roboram o fato estilizado ressaltado por Cont (2001). Resultados similares a esses foram encontrados nos estudos dos mercados futuros de soja revistos na Tabela 7. Os preços não sendo estacionários, conforme esperado, confirma a preferência ao uso dos retornos no presente estudo. Assim, conforme Escanciano e Lobato (2009b), descarta-se o uso da hipótese de sequência martingal dos preços. E, conseqüentemente, utiliza-se a hipótese de sequência de diferença martingal dos retornos. Conclui-se, portanto, a adequabilidade da hipótese de sequência de diferenças martingal para verificar a eficiência fraca desses mercados.

Em relação ao fato estilizado de autocorrelação linear inexistente, destacam-se todos os mercados derivados da soja (farelo e óleo) como evidências favoráveis a este fato. A autocorre-

lação linear, ressaltada por Cont (2001) como sendo insignificante, exceto para dados de alta frequência, os quais ocorrem devido aos efeitos da microestrutura, não se confirma nos mercados não derivados. Apesar de ser reconhecido que os movimentos nos preços de mercados líquidos não exibem quaisquer autocorrelações significantes, conforme (CONT, 2001), há evidências de autocorrelação nos mercados de soja não derivados, quais sejam: CBT, MTB, NCD e SAF. Portanto, diante dessas evidências, não se confirma uma das implicações sugeridas por Ross (2004) para a eficiência fraca nesses quatro mercados: não correlação serial dos retornos.

As evidências de heterocedasticidade nas séries futuras do complexo soja são discrepantes às encontradas normalmente em ativos financeiros. Conforme Wright (2000), existem fortes evidências de heterocedasticidade nos retornos de ativos financeiros, o que significa que os retornos não são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.). No entanto, evidenciou-se presença de heterocedasticidade apenas nos mercados de soja (DCE e SAF), assim como no de farelo de soja (DCE) e óleo de soja (CBT e NCD). Para verificar a presença de predicabilidade nessas séries, destaca-se, portanto, a necessidade de utilizar testes que sejam robustos à presença de heterocedasticidade. Nos demais mercados do complexo soja, as evidências contrárias aos ativos financeiros implicam, por exemplo, que as modelagens nesses mercados, nos períodos em análise, não devem ser realizadas com base em modelos de heterocedasticidade condicional da família ARCH, quais sejam: univariados ou multivariados.

Wright (2000) resalta que as evidências sobre os retornos obedecerem a uma sequência de diferença martingal são inconclusivas. No entanto, é um importante questionamento, pois inúmeros modelos pressupõem que os retornos sigam uma sequência de diferença martingal. Assim sendo, verifica-se essa hipótese martingal com o uso dos testes de Chow e Denning (1993) e Balaire-Franch e Contreras (2004), dispostos nas Tabelas 11 e 12.

Tabela 11 – Estatísticas Chow e Denning (1993)

Painel A - Soja							
	BVMF	CBT	DCE	Soja MTB	NCD	SAF	TKT
Estatística CD1	1,988	1,154	1,936	2,401^c	2,612^b	6,001^a	1,012
Estatística CD2	2,067	0,985	1,36	1,98	2,401^c	3,166^a	0,7
Painel B - Derivados da Soja							
	Farelo de Soja		Óleo de Soja				
	CBT	DCE	CBT	DCE	NCD		
Estatística CD1	0,83	0,718	1,041	1,6	2,004		
Estatística CD2	0,74	0,383	0,975	1,599	1,49		

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: a, b e c representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*.

De acordo com as evidências de heterocedasticidade reportadas na Tabela 10, devem-se

considerar as estatísticas CD2 — robustas a essa evidência — nos seguintes mercados: soja (DCE e SAF), farelo de soja (DCE) e óleo de soja (CBT e NCD). Uma vez que para que os retornos sejam independentes e identicamente distribuídos, a variância dos k -períodos deve ser k vezes a variância de um período (WRIGHT, 2000). Essa propriedade, explorada no teste de Chow e Denning (1993) aos retornos, não se mantém apenas nos mercados de soja da Argentina (MTB), da África do Sul (SAF) e da Índia (NCD). Assim, evidencia-se predicabilidade nesses mercados, por conseguinte, infere-se que sejam não eficientes na forma fraca. Nos demais mercados, pode-se inferir, por meio do teste de Chow e Denning (1993), que sejam eficientes.

Apresentam-se, na Tabela 12, as estatísticas propostas por Belaire-Franch e Contreras (2004) para analisar a hipótese de diferença martingal. Nota-se que os testes de razão de variância, com base no *rank* e nos sinais, tendem a rejeitar a hipótese de sequência de diferença martingal com maior frequência do que os realizados com o procedimento de Chow e Denning (1993). Isso é consistente com as evidências em simulações de Monte Carlo realizadas tanto por Wright (2000) como por Belaire-Franch e Contreras (2004). Nessas simulações demonstraram que os testes de razão de variância possuem maior poder do que os testes convencionais, por exemplo, comparados ao teste de Chow e Denning (1993). Uma vez que foi evidenciada a não normalidade dos retornos, de acordo com a Tabela 9, roboram o uso dos testes múltiplos propostos por Belaire-Franch e Contreras (2004) para o teste de Wright (2000). Pois, segundo Wright (2000), seus testes propostos possuem maior poder caso os dados possuam elevada não normalidade.

Tabela 12 – Estatísticas Wright (2000)

Painel A - Soja

	BVMF	CBT	DCE	Soja MTB	NCD	SAF	TKT
Estatística JR1	2,639^b	0,787	1,444	1,984	2,417^b	5,010^a	2,737^b
Estatística JR2	2,770^b	1,199	0,777	2,224^c	2,685^b	4,782^a	2,311^b
Estatística JS1	1,792	0,729	5,108^a	2,141^c	1,833	3,600^a	3,057^a

Painel B - Derivados da Soja

	Farelo de Soja		Óleo de Soja		
	CBT	DCE	CBT	DCE	NCD
Estatística JR1	0,982	2,999^a	1,413	1,441	0,943
Estatística JR2	1,306	2,699^b	1,267	1,624	1,022
Estatística JS1	1,015	7,970^a	0,961	19,410^a	0,606

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: a, b e c representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*.

Ao comparar os resultados dos testes dispostos nas Tabelas 11 e 12, encontram-se evidências díspares entre esses testes, bem como comparando-os com a literatura discutida a partir da Tabela 7. Em relação à disparidade entre os testes, não devem ser consideradas como falta de poder destes. Pois, nas proposições de Chow e Denning (1993) e Belaire-Franch e

Contreras (2004), suas simulações de Monte Carlo sugerem adequabilidade do tamanho amostral no presente estudo. Deve-se notar, também, que a adoção de vários testes pode resultar em sobredimensionamento, apesar do aumento do poder nesse procedimento.

Nota-se ausência de rejeição da hipótese nula em todos os testes apenas para os mercados futuros negociados na CBT e para o mercado futuro de óleo de soja negociado na NCD. Disso, depreende-se que os mercados futuros norte-americanos podem ser considerados como eficientes, assim como o mercado de óleo de soja da NCD. Comparando os resultados encontrados, tem-se que para as evidências na CBT, os testes convergem para a conclusão de eficiência, assim como encontrado por Chinn e Coibion (2014), mas divergente a Kellard et al. (1999). Encontra-se divergência também em relação à evidência desfavorável reportada por Sahai (2014) no mercado de óleo de soja na NCD.

O oposto é evidenciado nos demais mercados: soja (BVMF, DCE, MTB, NCD, SAF e TKT), farelo e óleo de soja (DCE). Pode-se inferir que há predicabilidade e, portanto, não eficiência fraca nesses mercados.

Em relação aos contratos da BVMF, assim como Abitante (2008), houve resultados contraditórios, demonstrando resultados opostos entre os testes das Tabelas 11 e 12. No entanto, devido à adequabilidade dos testes de Belaire-Franch e Contreras (2004) em dados não normais, as evidências de não eficiência corroboram os resultados de Fraga e Silva Neto (2011). Por outro lado, coaduna-se com os resultados desfavoráveis à eficiência de Pacheco (2004) no mercado MTB. Ressalta-se que não se evidenciou heterocedasticidade nesse mercado, o que permite inferir a adequação dos resultados com base nos testes não robustos a essas características.

Destaca-se essa adequabilidade também para as evidências opostas entre os testes nos mercados da DCE, NCD e TKT. Em particular, para os mercados de soja e óleo de soja (DCE), apenas os testes conjuntos com base nos sinais (JS_1) evidenciaram não eficiência. Isso pode ser explicado pelas caudas pesadas das séries. Pois, segundo Wright (2000), os testes por sinais possuem maior poder a caudas pesadas do que os tradicionais e com base no rank.

Nos mercados de soja (DCE, NCD e TKT), Wang e Ke (2005), Zheng e Wang (2013), Kumar e Pandey (2013) e Aruga (2011) compartilham evidências mistas à eficiência, quais sejam: discrepância entre a eficiência de curto e longo prazo. Assim sendo, com base no resultado reportado na Tabela 12, confirma-se a falta de eficiência informacional. O mesmo pode-se inferir no mercado de óleo de soja (DCE), o qual também foi evidenciado como não eficiente por Peng, Yong e Suo (2006). Nota-se que não foram encontrados estudos para o mercado de soja (SAF), o que auxiliaria como efeito comparativo as mesmas inferências em todos os testes deste mercado: desfavoráveis à eficiência.

Uma vez que se considerou um período amostral mais recente que os estudos dispostos na Tabela 7 e, comparando-os com essas evidências, pode-se inferir que houve convergência à eficiência dos mercados emergentes aos desenvolvidos (Figura 2). Pois rejeita-se a hipótese de

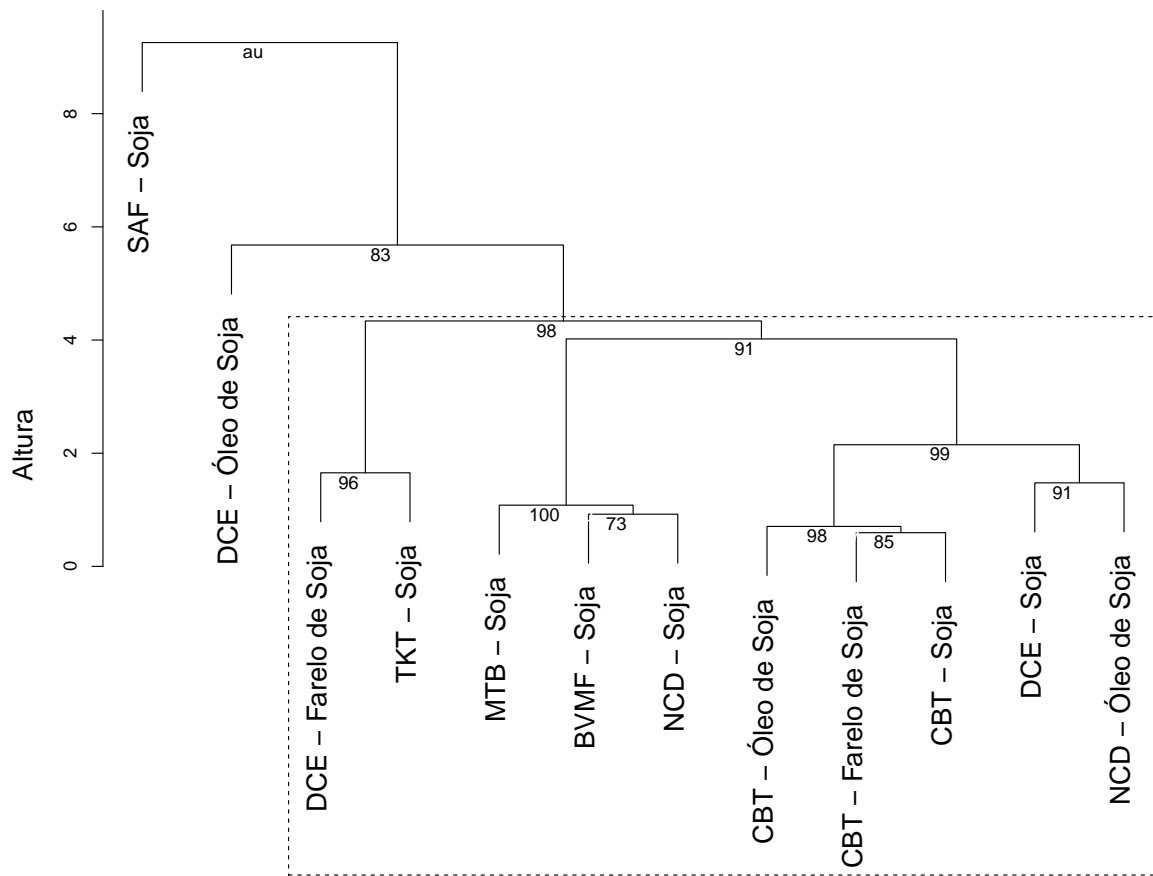


Figura 2 – Dendrograma para a distância Euclidiana entre os contratos futuros do complexo soja

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: Os valores dispostos abaixo dos nós denotam os valores- p aproximadamente não enviesador por *multiscale bootstrap* de Shimodaira (2002), Shimodaira (2004). Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BVMF), Chicago Board of Trade (CBT), Dalian Commodity Exchange (DCE), Mercado a Término de Buenos Aires (MTB), National Commodities and Derivatives Exchange (NCD), South African Futures Exchange (SAF) e Tokyo Commodity Exchange (TKT) — conforme ISO 10383 - *Market Identifier Code*.

não existência de *cluster* de dependências lineares similares nesses mercados a 5%, visualizada pela área tracejada. Ademais, essas dependências similares contrapõem o argumento de baixa correlação entre os mercados emergentes com os desenvolvidos, sugerido por Kumar e Pandey (2013)

A melhoria na eficiência informacional dos mercados emergentes encontra respaldo em Kumar e Pandey (2013) e Zheng e Wang (2013), que sugerem mudanças institucionais nos mercados, atração de diversos agentes, o que, conseqüentemente, proporciona melhora informacional dos preços. Cabe ressaltar que o contrato futuro de soja da CBT é utilizado por produtores e *tradings* norte-americanas e também da América do Sul e demais continentes (ABITANTE, 2008). Assim sendo, justifica-se a formação desse *cluster* destacado pela área tracejada.

Com base nas estatísticas reportadas nas Tabelas 11 e 12, pode-se inferir a formação de um grupo de eficiência, composto por óleo de soja (NCD e CBT), farelo de soja (CBT) e soja

(DCE e CBT). Em particular, destaca-se o aglomerado formado pelos mercados negociados na CBT. Rejeita-se a hipótese de não existência de *cluster* para os três mercados futuros de soja e seus derivados a 5 % de significância estatística. Isso significa que há um mesmo padrão de dependência linear nesses mercados, e, por conseguinte, pode-se considerar que os mercados norte-americanos possuem similaridade na eficiência de seus mercados. Padrão semelhante a esse, dentro de uma mesma bolsa, não se verifica nas demais bolsas que ofertam derivados de soja: DCE e NCD. Isso sugere que o conteúdo informacional contido nos retornos, mesmo dentro de uma mesma bolsa, não se difunde entre os participantes da mesma forma, como se evidencia no mercado norte-americano (CBT).

Conforme argumentos de Wang e Ke (2005) e Zheng e Wang (2013), os resultados favoráveis à eficiência desses mercados possuem importantes implicações aos agentes, sejam eles locais ou internacionais. É de interesse dos agentes que importam, exportam, produzem, comercializam e processam essa *commodity*, uma vez que podem servir como mecanismo de *hedge* às suas transações. Assim sendo, as sinalizações contidas nesses mercados não podem ser ignoradas pelos agentes internacionais nas suas tomadas de decisões, os quais podem se valer dos contratos futuros na mitigação de riscos. Além disso, mercados eficientes podem auxiliar os governos, pesquisadores e investidores, fornecendo informações de preços críveis, bem como sinalizações essenciais aos *policy makers*.

Por outro lado, reportam-se dois agrupamentos que podem ser caracterizados como não eficientes, devido às rejeições das hipóteses nulas apresentadas nas Tabelas 11 e 12, quais sejam: a) soja (MTB, BVMF e NCD) e b) soja (TKT) e farelo de soja (DCE). Deve-se enfatizar que esse *cluster* de predicabilidade pode ser explicado por fatores estruturais comuns aos mercados de países emergentes: efeitos da pouca negociação de seus mercados, efeitos de assimetria de informações entre os participantes bem como das situações institucionais em desenvolvimento, as quais se fazem presentes. Fatores esses que devem exercer maior influência nos únicos mercados que não foram classificados como pertencentes a algum *cluster*: soja (SAF) e de óleo de soja (DCE).

Os resultados de Kumar e Pandey (2013) roboram o fato de que a baixa atividade negocial possui papel importante na eficiência dos mercados, e refutar a eficiência, com fraca ligação com os preços à vista, resulta em baixa efetividade do *hedge* e problemas na descoberta de preços. Mas, segundo esses autores, são, naturalmente, características esperadas em mercados futuros recentes de economias emergentes. A compreensão da eficiência nos mercados futuros possibilita aos *policy makers* implementarem melhores políticas agrícolas, monitoramento efetivo de especulações, assim como da proteção aos riscos de preços, de forma a melhorar tanto a liquidez como a eficiência (ZHENG; WANG, 2013).

3.5 Considerações finais

Demonstraram-se evidências favoráveis à hipótese de diferença martingal nos mercados de soja e seus derivados na bolsa CBT, bem como para o óleo de soja, negociado na NCD. Todos os testes de razão de variância efetuados nesses mercados indicaram que são informacionalmente eficientes, com respeito à hipótese fraca de eficiência de mercado. O eficiente funcionamento justifica a falta de intervenções governamentais, além de motivar novos contratos com base nas experiências bem sucedidas desses mercados informacionalmente eficientes. Depreende-se, portanto, na utilidade social destes aos agentes, os quais têm nesses mercados a possibilidade de descoberta de preços, diminuição dos custos de transação, gestão dos estoques e dos riscos de preços.

Acredita-se que as intervenções governamentais geram ruídos e refletem nas expectativas dos agentes que se utilizam, direta ou indiretamente, dos demais mercados. Impactam na acurácia dos preços, os quais deveriam representar o equilíbrio do mercado, além de elevar a quantidade de buscas por informações dos agentes. A falta de fluxo informacional adequado justifica alterações contratuais executadas pelas Bolsas, no intuito de propiciarem a descoberta de preços nesses mercados cujas evidências são desfavoráveis à eficiência fraca de mercado.

As dependências similares dos mercados podem ser consideradas como efeito espraiamento da eficiência informacional. Os agentes devem, portanto, manter percepções em relação aos diversos mercados devido às sinalizações interdependentes dos preços. Os *clusters* de dependências lineares podem proporcionar relevantes informações entre os participantes desses *clusters*. Além das sinalizações contidas nos preços desses mercados, podem servir como proteção ao risco nas transações internacionais das *commodities*.

As evidências dos testes de razão de variância — aparentemente contraditórias — podem ter como causa outros fatores além das dependências lineares nos mercados de *commodities*. Acredita-se que essas evidências podem ser ocasionadas, por exemplo, pela existência de predicabilidade temporária nos retornos. E essa predicabilidade temporária, em um arcabouço teórico de eficiência dos mercados, com a adaptação dos agentes a essas predicabilidades temporárias, é um possível caminho a estudos subsequentes.

Referências

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

ARUGA, K. Market efficiency in the non-genetically modified soybean futures market. **Journal of Agricultural & Food Industrial Organization**, Berlin, v. 9, n. 1, p. 1–11, 2011.

BASTOS, J. A.; CAIADO, J. Clustering financial time series with variance ratio statistics. **Quantitative Finance**, Abingdon, v. 14, n. 12, p. 2121–2133, 2014.

BELAIRE-FRANCH, G.; CONTRERAS, D. Ranks and signs-based multiple variance ratio tests. In: SPANISH-ITALIAN MEETING ON FINANCIAL MATHEMATICS, 7., 2004, Cuenca. **Anais...** Cuenca: Spanish-Italian Meeting on Financial Mathematics, 2004. p. 40.

CHINN, M. D.; COIBION, O. The predictive content of commodity futures. **Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 34, n. 7, p. 607–636, 2014.

CHOW, K.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. **Journal of Econometrics**, Dorchester, v. 58, n. 3, p. 385–401, 1993.

CONT, R. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. **Quantitative Finance**, Abingdon, v. 1, n. 2, p. 223–236, 2001.

DUDA, R. O.; HART, P. E.; STORK, D. G. **Pattern classification**. New York: John Wiley & Sons, 2001. 680 p.

ESCANCIANO, J. C.; LOBATO, I. N. Testing the martingale hypothesis. In: MILLS, T. C.; PATTERSON, K. (Org.). **Palgrave handbook of econometrics volume 2: applied econometrics**. New York: Palgrave Macmillan, 2009. p. 972–1003.

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

FISHER, T. J.; GALLAGHER, C. M. New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 107, n. 498, p. 777–787, 2012.

FRAGA, G. J.; SILVA NETO, W. A. Eficiência no mercado futuro de *commodity*: evidências empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 1, p. 125–137, 2011.

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**, Lexington, v. 20, n. 1, p. 119–130, 1988.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R. M. A selected review of agricultural commodity futures and options markets. **European Review of Agricultural Economics**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 235–272, 2004.

JARROW, R. A.; LARSSON, M. The meaning of market efficiency. **Mathematical Finance**, Hoboken, v. 22, n. 1, p. 1–30, 2012.

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

KUMAR, B.; PANDEY, A. Market efficiency in Indian commodity futures markets. **Journal of Indian Business Research**, Bingley, v. 5, n. 2, p. 101–121, 2013.

LIAO, T. W. Clustering of time series data - a survey. **Pattern Recognition**, Amsterdam, v. 38, p. 1857–1874, 2005.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 1, n. 1, p. 41–66, 1988.

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

PACHECO, J. M. El carácter aleatorio del Mercado de Futuros ISR. un análisis de series de tiempo. **Bolsa de Comercio de Rosario - Lecturas**, Rosario, v. 8, p. 73–114, 2004.

PENG, W.; YONG, I.; SUO, R. Commodity futures market in mainland China: recent developments and issues. **China Economic Issues**, Hong Kong, v. 06, p. 1–25, 2006.

ROSS, S. A. **Neoclassical finance**. Princeton: Princeton University Press, 2004. 120 p.

SAHAI, A. K. Efficiency tests of refined soy oil futures in India. **International Journal of Research in Management & Technology**, Bangalore, v. 4, n. 2, p. 96–103, 2014.

SHIMODAIRA, H. An approximately unbiased test of phylogenetic tree selection. **Systematic Biology**, Oxford, v. 51, n. 3, p. 492–508, 2002.

_____. Approximately unbiased tests of regions using multistep-multiscale bootstrap resampling. **The Annals of Statistics**, Beachwood, v. 32, n. 6, p. 2616–2641, 2004.

SUZUKI, R.; SHIMODAIRA, H. Pvclust: an R package for assessing the uncertainty in hierarchical clustering. **Bioinformatics**, Oxford, v. 22, n. 12, p. 1540–1542, 2006.

WANG, H. H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Richmond, v. 49, n. 2, p. 125–141, 2005.

WRIGHT, J. H. Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. **Journal of Business & Economic Statistics**, Philadelphia, v. 18, n. 1, p. 1–9, 2000.

XU, R.; WUNSCH, D. Survey of clustering algorithms. **IEEE Transactions on Neural Networks**, Piscataway, v. 16, n. 3, p. 645–678, 2005.

ZHENG, S.; WANG, Z. Pricing efficiency in the chinese NGM and GM soybean futures market. **China: An International Journal**, Singapore, v. 11, n. 3, p. 48–67, 2013.

4 EFICIÊNCIA ADAPTATIVA NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS

Resumo

Objetivou-se neste estudo analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários brasileiros, sob a hipótese adaptativa de mercado. Utilizando propostas recentes à não linearidade e razão de variância, encontrou-se que as elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal se encontram nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes: milho e etanol. Nos mercados de café, boi gordo e soja ocorreram menores rejeições à hipótese martingal e, portanto, houve maior eficiência informacional. Essas evidências — consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados — justificam operações de *hedge* dinâmicas, bem como a gerência de carteiras de investimentos de forma ativa.

Abstract

This study aims to analyze the degree of market efficiency of Brazilian agricultural futures markets, under the adaptive market hypothesis. Using recent developments in nonlinearity and variance ratio tests, we showed that the rejection of martingale difference hypothesis at high levels are found in markets where governmental intervention is recurrent — i.e., corn and ethanol. Regarding coffee, live cattle, and soybeans markets, weaker rejections to the martingale hypothesis indicate a higher level of informational efficiency when compared to both corn and ethanol future markets. The evidences — consistent with the adaptive market hypothesis — justify the use of dynamic hedge operations, as well as an active management of investment portfolios.

4.1 Introdução

As políticas de preços agropecuários no Brasil foram historicamente marcadas por intervenções nos mercados. Até a década de 1980, o uso de instrumentos que minimizavam as flutuações de preços recebidos pelos produtores rurais, aliado às intervenções diretas nos mercados agropecuários, dificultavam o desenvolvimento dos derivativos agropecuários brasileiros. Diante das crises fiscais do Governo Federal, foram tomadas medidas de redução de gastos públicos e houve menor intervenção nesses mercados, o que propiciou um ambiente favorável para que os derivativos agropecuários pudessem desenvolver-se no Brasil.

No Brasil, a evolução dos mercados futuros agropecuários foi acompanhada pela criação de novos contratos e modificações contratuais depois de seu lançamento, desde a criação Bolsa Mercantil & de Futuros (BM&F) — em 1986, até a sua atual e recente denominação — Bolsa de

Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA). Teve início com contrato futuro de café e posterior lançamento de alguns contratos, dentre eles: de boi gordo, milho, soja e etanol. Diversas modificações contratuais foram executadas pela Bolsa brasileira com o intuito de melhorar o funcionamento desses mercados: adequar-se às demandas dos agentes, aumentar a visibilidade dos contratos e, por conseguinte, a eficiência dos mesmos.

Um mercado no qual os preços sempre refletem integralmente as informações disponíveis é considerado eficiente; em particular, sob a hipótese fraca¹ de mercado, os preços dos ativos refletem toda informação contida nos preços históricos dos mercados (FAMA, 1970). A eficiência de mercado não é uma condição “tudo ou nada”, mas uma característica que varia continuamente no tempo e entre mercados (LO, 2005).

De acordo com Timmermann e Granger (2004), apesar de o comportamento dos participantes dos mercados propiciar retornos condizentes com a hipótese de eficiência, é necessário considerar, detectar e utilizar quaisquer previsibilidades temporárias, que podem aparecer e / ou desaparecer rapidamente. Devido às características levantadas por Lo (2004), essas oportunidades podem desaparecer depois de exploradas ou novas oportunidades serem criadas nos mercados. No que se refere à eficiência adaptativa dos mercados, estudados por Lo (2004), as características suscetíveis a mudanças são: nas condições de mercado, nas instituições, nas tecnologias de informação e/ou nas preferências dos participantes. Note que essas mudanças costumam ocorrer nos mercados brasileiros de *commodities* agropecuárias. Com base nesses argumentos, novas percepções podem ser obtidas sobre a eficiência dos mercados, pois é razoável esperar que a eficiência de mercado também evolua com o tempo.

O objetivo geral deste estudo é analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários no Brasil, sob a hipótese adaptativa dos mesmos. De modo específico, pretende-se verificar se os retornos diários dos contratos futuros obedecem a uma sequência de diferenças martingal. Esta pesquisa se diferencia em relação à literatura sobre a eficiência dos mercados agropecuários por utilizar propostas mais recentes — relacionadas à não linearidade e razão de variância, bem como por investigar a eficiência adaptativa dos mercados.

Esta pesquisa tem a seguinte estrutura, além desta introdução: na segunda parte, discussão teórica e evidências empíricas sobre a hipótese adaptativa de mercado, bem como suas implicações; na terceira parte, descrição da metodologia utilizada para o teste de sequência de diferenças martingal; na quarta parte, análise dos resultados obtidos; e, finalmente, as considerações finais.

4.2 Eficiência dos mercados

Segundo Lo (2012), a hipótese de eficiência de mercado serve como boa aproximação da realidade sob condições econômicas estáveis, estacionárias e previsíveis. No entanto, ele ressalta que em ambientes mais dinâmicos e estocásticos, essa hipótese se torna menos plausível. O

¹As demais hipóteses podem ser vistas em Fama (1970).

arcabouço sugerido em Lo (2004) e Lo (2005), denominado de hipótese adaptativa de mercado, proporciona consistência sob conjunturas econômicas de incerteza e turbulência, e pode ser visto como uma nova versão da hipótese de eficiência de mercado.

A hipótese adaptativa de mercado deriva de princípios evolucionários e seus componentes consistem das seguintes ideias: a) os indivíduos agem por interesse próprio; b) os indivíduos cometem erros; c) os indivíduos aprendem e adaptam-se; d) a concorrência gera adaptação e inovação; e) a seleção natural forma o mercado; e f) a evolução determina as dinâmicas dos mercados (LO, 2004; LO, 2005). Portanto, essa hipótese implica que a eficiência dos mercados agropecuários depende de suas características evolutivas e da adaptabilidade de seus participantes às constantes mudanças inerentes a esses mercados.

Inferências sobre a eficiência dos mercados agropecuários possuem importantes implicações para os produtores e empresas de comercialização. Segundo Garcia, Hudson e Waller (1988), esses participantes utilizam informações geradas nos mercados futuros em suas decisões de produção, comercialização e estocagem. Entretanto, os agentes do agronegócio podem tomar decisões errôneas, sujeitas a informações incompletas contidas nos preços passados, se os mercados não forem eficientes. Se os preços nesses mercados futuros não refletirem as expectativas de oferta e demanda dos mercados à vista, podem resultar em alocação ineficiente de recursos e, por conseguinte, numa possível redução do excedente econômico (GARCIA; HUDSON; WALLER, 1988).

A transmissão de informações dos preços, à vista e futuros, para os agentes do agronegócio, decorre da visão desses agentes sobre os preços dos contratos futuros e prevalentes no mercado à vista. Essa atribuição de sinalização, formação e descoberta de preços é considerada adequada se refletir rapidamente todas as informações recebidas pelos seus participantes. Então, quando o mercado é eficiente, possibilita eficiência alocativa, redução de imprecisão nas decisões dos agentes e dos custos das informações (ARBEX; CARVALHO, 1999; GARCIA; LEUTHOLD; EGELKRAUT, 2008). Assim sendo, as informações contidas nos preços são preponderantes para o funcionamento adequado dos mercados agropecuários no Brasil.

Segundo Sabuhoro e Larue (1997), reduções nos gastos governamentais em políticas de subvenção propiciam aos agentes considerar a gestão de risco de preços em mercados futuros. Os mercados de *commodities* no Brasil passaram por medidas de redução de gastos públicos na agropecuária e redução do grau de intervenção governamental. Essas medidas implicaram redução de subsídios, a exemplo das atuais políticas de garantia de preços mínimos. Na década de 1990, o Estado iniciou um amplo processo de desregulamentação da economia, deixando de regulamentar várias atividades vinculadas à agropecuária. A falta de recursos orçamentários, durante essa década e dos anos 2000, levou à redução da efetividade das políticas de preços do Governo Federal (BACHA, 2012). No entanto, os agentes podem ser relutantes ao uso dos mercados de derivativos como alternativa às políticas governamentais, pois em mercados não eficientes há custos de transação adicionais ao *hedge* (SABUHORO; LARUE, 1997).

As *commodities* negociadas na BM&FBOVESPA apresentam grande volatilidade dos preços subjacentes à vista, o que justifica o uso de contratos futuros para *hedge*. Capitani, Mattos e Martines Filho (2012) apontaram para desvio padrão superior no mercado de café arábica seguido por boi gordo, enquanto os Valores em Risco (VaR) de todas as *commodities* agropecuárias negociadas nessa Bolsa possuem comportamentos semelhantes entre si. Segundo Marques, Mello e Martines Filho (2008) e Alves, Duarte e Lima (2008), diante da exposição ao risco, os agentes montam operações de *hedge* com derivativos que lhes permitem a efetiva administração de risco de preços na BM&FBOVESPA, desde que o mercado seja eficiente, tornando as relações de mercado mais estáveis. Ao se falar que o mercado se tornou eficiente ou melhorou sua eficiência, afirma-se que melhorou a possibilidade de todos os participantes fazerem um *hedge* adequado às suas necessidades (FRICK; CAMPOS, 1996).

Segundo Chen, Lee e Shrestha (2003), uma das estratégias de *hedge* mais utilizadas se baseia na minimização da variância do portfólio “hedgado” sob o arcabouço de média variância, na qual a solução é a razão ótima de *hedge*. Como apontado no *survey* de Chen, Lee e Shrestha (2003) e demonstrado em Kroner e Sultan (1993), essa razão de *hedge* só será ótima se os preços futuros seguirem um processo martingal. Uma vez que, segundo Samuelson (1965) e Fama (1970), os preços em mercados eficientes devem seguir um processo martingal, essa estratégia de *hedge* ótima depende da hipótese de eficiência de mercado.

Além dos agentes que fazem *hedge* de suas posições em risco nos mercados futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA, especuladores, administradoras de fundos de investimentos e de pensão têm sido atraídos devido às possibilidades de ganhos nesses mercados (MARQUES; MELLO; MARTINES FILHO, 2008). Para esses autores, os especuladores dos mercados de derivativos agropecuários fazem uso intensivo de informações contidas nos preços passados e geralmente utilizam a análise técnica (grafista) para tomar decisões. Mas, conforme ressaltam Torres, Bonomo e Fernandes (2002), em mercados eficientes, estratégias de *trading* baseadas em informações passadas não gerariam lucros extraordinários. Uma possível confirmação da hipótese martingal nesses mercados implicaria que técnicas de análise gráfica e os modelos econométricos de previsão de preços de ativos consistiriam em esforço inútil na busca de lucros extraordinários. Essas implicações são consequências da eficiência da forma fraca do mercado (TORRES; BONOMO; FERNANDES, 2002).

4.2.1 Síntese da literatura empírica

A literatura empírica pode ser categorizada segundo a metodologia utilizada para analisar a hipótese de eficiência de mercado. De acordo com Escanciano e Lobato (2009b), essa hipótese nas análises dos mercados comumente se referencia às hipóteses de sequência de diferenças martingal (sob não predicabilidade linear ou não linear dos retornos passados) e de passeio aleatório (sob não predicabilidade linear dos retornos passados). Segundo Charles e Darné (2009), essas hipóteses oferecem o arcabouço testável quanto à eficiência fraca de mercado

proposta por Fama (1970) e, conseqüentemente, à não predicabilidade dos mercados.

Os estudos em mercados agropecuários foram revistos nos *surveys* de Garcia, Hudson e Waller (1988), Garcia e Leuthold (2004) e em mercados financeiros no *survey* de Lim e Brooks (2011). Nesses *surveys*, o comportamento martingal/passeio aleatório às séries temporais, assim como o não enviesamento dos mercados futuros aos mercados à vista, foi observado por meio de testes estatísticos como: correlações seriais, raiz unitária, cointegração e dependência serial não linear.

Em relação aos mercados agropecuários brasileiros (Tabela 13), a literatura evoluiu de forma semelhante à demonstrada internacionalmente por Garcia, Hudson e Waller (1988) e Garcia e Leuthold (2004), entretanto com certa defasagem temporal. Nota-se que, tanto na literatura nacional e na revista por esses autores, não são adotados testes que consideram de forma apropriada fatos estilizados² como distribuições não normais e não linearidade das séries.

Tabela 13 – Estudos empíricos sobre a eficiência dos ativos agropecuários brasileiros

Autores	Ativos	Metodologia	Período	Evidência à eficiência
Frick e Campos (1996)	Boi gordo	Correlação serial	1991-96 (d)	mista
Saboya e Bacchi (1999)	Açúcar, algodão, boi gordo, café, milho e soja	Raiz unitária e correlação serial	1996-99 (d)	mista
Arbex e Carvalho (1999)	Café	Cointegração	1992-98 (d)	favorável
Bressan e Leite (2001)	Café	Correlação serial	1992-98 (d)	mista
Cruz Júnior e Silveira (2007)	Café	Raiz unitária e cointegração	2002-06 (d)	favorável
Alves, Duarte e Lima (2008)	Etanol	Cointegração	2000-06 (d)	desfavorável
Abitante (2008)	Boi gordo e soja	Cointegração	2005 (d)	mista
Moraes, Lima e Melo (2009)	Boi gordo	Cointegração	2000-04 (d)	favorável
Fraga e Silva Neto (2011)	Soja	Cointegração	2007-08 (d)	desfavorável
Righi e Ceretta (2011)	Soja, algodão, café e milho	Razão de variância	2006-10 (d)	desfavorável
Menegario et al. (2014)	Café	Cointegração	2008-10 (d)	favorável

Nota: (d) denota o uso de séries diárias.

Frick e Campos (1996), Saboya e Bacchi (1999), Bressan e Leite (2001) e Abitante (2008) analisaram os contratos de diferentes vencimentos de forma separada, sem rolagem com os contratos subsequentes, como os demais autores. Encontraram evidências favoráveis e desfavoráveis à eficiência de mercado. Apesar de não explicitarem em seus estudos, são evidências de que esses mercados podem variar entre períodos de eficiência e não eficiência no tempo. Notam-se evidências discrepantes relacionadas aos mesmos ativos, entre mercados e dependentes dos métodos e dos dados utilizados, conforme apontado por Garcia, Hudson e Waller (1988). O único estudo que analisou a eficiência nos mercados agropecuários à vista foi o de Righi e Ceretta (2011), com resultados desfavoráveis à eficiência.

Conforme os *surveys* de Garcia, Hudson e Waller (1988) e Garcia e Leuthold (2004), nos estudos iniciais em mercados agropecuários, houve predominância no uso de correlogramas e

²Ver, por exemplo, Cont (2001), para evidências nos mercados internacionais, e Lima, Góis e Ulises (2007) no mercado brasileiro.

correlações seriais. Com o advento de testes de raiz unitária e cointegração, passaram a utilizá-los para as inferências da hipótese fraca de eficiência. Mas as estatísticas *portmanteau Q* (Box-Pierce e Ljung-Box) e de raiz unitária estatística (Dickey-Fuller) podem gerar resultados errôneos para verificar um passeio aleatório (HAKKIO, 1986). Em simulações de Monte Carlo, demonstrou-se que esses testes têm baixo poder relativo, pois não distinguem entre um passeio aleatório e algo próximo a um passeio aleatório. Posterior às noções de cointegração, houve predomínio de estudos relacionando o possível enviesamento entre os mercados à vista e futuros, mas não inferências sobre predicabilidade, com base nos retornos passados, conforme sugerem Samuelson (1965), Fama (1970), Timmermann e Granger (2004) e Lo (2005).

Os estudos agropecuários subsequentes à revisão de Garcia e Leuthold (2004) fizeram uso desse possível enviesamento, a exemplo de Wang e Ke (2005), Carter e Mohapatra (2008), entre outros, para verificar de forma indireta a hipótese de eficiência fraca de mercado. Exceção foi o estudo de Hussein (2011) que utilizou os testes de razão de variância (Lo-MacKinlay) e não linearidade (Brock-Dechert-Scheinkman).

De acordo com Escanciano e Lobato (2009b), mensura-se a dependência de forma linear devido à suposição de que as séries seguem distribuições normais. Porém, há como fato estilizado que as séries possuem caudas pesadas, logo não têm comportamento normal (CONT, 2001). Assim, segundo Escanciano e Lobato (2009b), a literatura econométrica seguiu duas abordagens alternativas. A primeira com foco em dar robustez às mensurações lineares para que permitam dependências não lineares, como em Escanciano e Lobato (2009a) e Kim (2009). Essa abordagem tem como vantagem a simplicidade, pois segue distribuições assintóticas-padrão. A segunda abordagem considera mensurações para as dependências não lineares, como em Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003). Sua vantagem é o poder dos testes, mas requer distribuições assintóticas não triviais. Essa desvantagem pode ser superada por procedimentos de *bootstrap*, sendo o *wild bootstrap* o mais relevante (ESCANCIANO; LOBATO, 2009b). Recentemente, essas duas abordagens foram aplicadas por Charles, Darné e Kim (2012) e Lim, Luo e Kim (2013) no contexto de mercados acionários e cambiais, respectivamente.

Lim e Brooks (2011) demonstraram que a literatura em ativos financeiros evoluiu em direção a testes mais robustos, que consideram a não linearidade e a possibilidade de eficiência relativa. Essa possibilidade foi verificada em estudos com adoção de janelamento móvel de subamostras, que, além de permitir a análise da eficiência relativa, provê uma forma de hierarquizar a eficiência entre mercados.

Ao comparar a literatura empírica com ativos financeiros e agropecuários, não foram abordados na análise da eficiência dos mercados agropecuários: a) o uso das propostas mais recentes, relacionadas à não linearidade e razão de variância, dispostas em Escanciano e Lobato (2009b) e Charles e Darné (2009); e b) a possibilidade de eficiência variante no tempo, sugerida por Lo (2004), Lo (2005).

4.3 Metodologia ³

Dos fatos estilizados e evidências em mercados agropecuários, depreende-se que os preços não são estacionários. E os retornos, os quais não podem ser previsíveis se os mercados forem eficientes, são ditos como uma sequência de diferença martingal. Justifica-se, portanto, o uso dos retornos sob a hipótese de diferença martingal para a eficiência do mercado. Pois, como os preços não são estacionários, é preferível lidar com os retornos e, ao invés de testar se os preços seguem um processo martingal, testa-se se os retornos obedecem a uma sequência de diferenças martingal (ESCANCIANO; LOBATO, 2009b).

Charles, Darné e Kim (2011) sugerem o uso de duas classes de testes, de dependências lineares e não lineares, uma vez que possuem poder superior a suas respectivas dependências comparadas. Assim, adotam-se os testes de Escanciano e Lobato (2009a) e Kim (2009), que mensuram a dependência linear, e os testes de Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) para dependência não linear, para as séries agropecuárias em análise. Note que em simulações de Monte Carlo, Charles, Darné e Kim (2011) não encontraram evidências de distorção ao tamanho amostral para todos esses testes. Exceção, porém, ao teste proposto por Escanciano e Lobato (2009a) que apresenta pouco sobredimensionamento, mas somente quando o tamanho da amostra é menor do que 100.

As inferências sobre eficiência relativa dos mercados são realizadas com adoção de janelamento móvel de subamostras a esses testes. Esse procedimento permite lidar com as mudanças contratuais ocorridas nos mercados agropecuários. Charles e Darné (2009) sugerem o uso de janelas móveis nos testes para contornar os problemas advindos de mudanças estruturais devidas a eventos financeiros ou econômicos. Para hierarquizar a eficiência dos mercados, utiliza-se o percentual dos testes estatisticamente significativos nas subamostras, que, segundo Lim e Brooks (2011), permite uma indicação adequada na classificação quanto à eficiência dos mercados.

Para exemplificar a metodologia empregada neste estudo, denote $\{Y_t\}_{-\infty}^{\infty}$ como sendo uma série temporal estacionária. Segundo Charles, Darné e Kim (2011), sob a hipótese de diferença martingal, $E[Y_t|I_{t-1}] = \mu$; ou de forma equivalente $E[(Y_t - \mu)\omega(I_{t-1})] = 0$, tal que $I_t = \{Y_t, Y_{t-1}, \dots\}$ seja o conjunto de informações no tempo t e $\omega(\cdot)$ uma função de ponderação. $\omega(I_{t-1})$ representa qualquer transformação linear ou não linear do passado.

4.3.1 Testes com base em mensurações lineares à dependência

Quando a função de ponderação assume a forma linear, $\omega(I_{t-1}) = Y_{t-1}$ para algum $i \geq 1$, a hipótese de diferença martingal implica que $\gamma_i \equiv E[(Y_t - \mu)(Y_{t-i} - \mu)] = 0$. Os testes *portmanteau* e de razão de variância dispostos a seguir têm $H_0 : \rho(i) \equiv \gamma_i/\gamma_0 = 0$.

³Esta seção tem por fundamento as notações de Charles, Darné e Kim (2011).

A estatística original do teste *portmanteau* pode ser escrita como

$$Q_p = T \sum_{i=1}^p \hat{\rho}^2(i), \quad (4.1)$$

tal que $\hat{\rho}(i)$ é a estimativa amostral de $\rho(i)$ e T o tamanho amostral. Lobato, Nankervis e Savin (2001) propõem sua versão robusta para o caso de Y_t possuir heterocedasticidade condicional, que pode ser escrita como

$$Q_p^* = T \sum_{i=1}^p \tilde{\rho}^2(i), \quad (4.2)$$

tal que $\tilde{\rho}(i) = \hat{\gamma}^2(i) / \hat{\tau}(i)$, $\hat{\gamma}(i)$ é a autocovariância amostral de Y_t , e $\hat{\tau}(i)$ a autocovariância amostral de Y_t^2 .

Para evitar uma seleção *ad hoc* de p em (4.2), utiliza-se o procedimento de Escanciano e Lobato (2009a). Esses autores propõem um teste automático em que o valor ótimo de p é determinado por um procedimento totalmente dependente dos dados. A estatística do teste, que segue uma distribuição assintótica χ_1^2 , pode ser escrita como

$$AQ = Q_{\tilde{p}}^* \quad (4.3)$$

tal que $\tilde{p} = \min \{p : 1 \leq p \leq d; L_p \geq L_h, h = 1, 2, \dots, d\}$, d um limite superior fixo, enquanto $L_p = Q_p^* - \pi(p, T)$, onde o termo de penalidade $\pi(p, T, q) = p \log(T)$ se $\max_{1 \leq i \leq d} \sqrt{T} |\tilde{\rho}(i)| \leq \sqrt{2.4 \log(T)}$ e caso contrário $\pi(p, T, q) = 2p$.

A estatística de razão de variância pode ser escrita como

$$\hat{V}R(k) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \hat{\rho}(i), \quad (4.4)$$

tal que k denota o *holding period*. Choi (1999) propõe um teste automático de razão de variância em que k é escolhido de forma ótima, utilizando o método totalmente dependente dos dados com base em Andrews (1991). Kim (2009) mostra que as propriedades em pequenas amostras do teste de Choi (1999) podem ser melhoradas ao se aplicar o *wild bootstrap*.⁴ Seja AVR a estatística do teste com a escolha ótima de k denotado por $AVR(k^*)$. O teste automático com *wild bootstrap* de Kim (2009) segue três estágios:

- (a) formar uma amostra de *bootstrap* de T observações $Y_t^* = \eta_t Y_t$ ($t = 1, \dots, T$), tal que η_t é uma variável aleatória com média zero e variância unitária;
- (b) calcular $AVR^*(k^*)$, a estatística $AVR(k^*)$ é calculada de $\{Y_t\}_{t=1}^T$;
- (c) repetir o primeiro e segundo procedimento B vezes para formar uma distribuição *bootstrap* $\{AVR^*(k^*; j)\}_{j=1}^B$ para a estatística do teste.

Para testar H_0 , o valor- p é calculado como uma proporção dos valores absolutos de $\{AVR^*(k^*; j)\}_{j=1}^B$ maiores que o valor absoluto observado da estatística $AVR(k^*)$.

⁴Note que esse procedimento é computacionalmente intensivo e, sob janelamento móvel de subamostras, requer dias para sua conclusão.

4.3.2 Testes com base em mensurações não lineares à dependência

Para o caso de funções de ponderação não lineares, procede-se aos testes de Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003), com funções exponencial e indicadora, respectivamente. O primeiro para detectar dependência média condicional não linear geral, e o segundo para testar predicabilidade não direcional.

Escanciano e Velasco (2006) expressam a hipótese nula de diferença martingal em forma de uma função de regressão par-a-par. Isto é, $H_0 : m_j(y) = 0$, em que $m_j(y) = E(Y_t - \mu | Y_{t-j} = y)$, contra $H_1 : P[m_j(y) \neq 0] > 0$ para algum j . A hipótese nula é consistente com a função exponencial de ponderação

$$\gamma_j(x) \equiv E[(Y_t - \mu)e^{ixY_{t-j}}] = 0$$

tal que $\gamma_j(x)$ representa uma mensuração da autocovariância sob abordagem não linear, com x sendo qualquer valor real. Escanciano e Velasco (2006) propõem o uso de uma função de distribuição espectral generalizada, na qual a estimativa amostral pode ser escrita como

$$\hat{H}(\lambda, x) = \hat{\gamma}_0(x)\lambda + 2 \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T}\right)^{0,5} \hat{\gamma}_j(x) \frac{\sin(j\pi\lambda)}{j\pi},$$

onde $\hat{\gamma}_j(x) = \frac{1}{T-j} \sum_{t=1+j}^T (Y_t - \bar{Y}_{T-j}) e^{ixY_{t-j}}$ e $\bar{Y}_{T-j} = \frac{1}{T-j} \sum_{t=1+j}^T Y_t$. A estatística do teste para H_0 é

$$S_T(\lambda, x) = \left(\frac{T}{2}\right)^{0,5} \left\{ \hat{H}(\lambda, x) - \hat{H}_0(\lambda, x) \right\} = \sum_{j=1}^{T-1} (T-j)^{0,5} \hat{\gamma}_j(x) \frac{\sqrt{2} \sin(j\pi x)}{j\pi},$$

pois a hipótese nula é equivalente a $H(\lambda, x) = \gamma_0(x)\lambda$. Então o teste é realizado com base na discrepância entre $\hat{H}(\lambda, x)$ e $\hat{H}_0(\lambda, x) := \hat{\gamma}_0(x)\lambda$.

Para avaliar o valor de S_T entre todos os possíveis valores de λ e x , Escanciano e Velasco (2006) utilizam a norma de Cramer-von Mises para obter a estatística

$$D_T^2 = \sum_{j=1}^{T-1} \frac{T-j}{(j\pi)^2} \sum_{t=j+1}^T \sum_{s=j+1}^T (Y_t - \bar{Y}_{T-j})(Y_s - \bar{Y}_{T-j}) \exp\left(-0,5(Y_{t-j} - Y_{s-j})^2\right). \quad (4.5)$$

Domínguez e Lobato (2003) consideram o caso da função indicadora e propõem o teste *DL* com base nas estatísticas Cramer-von Mises (*CvM*) e Kolgomorov-Smirnov (*KS*), que podem ser escritas como

$$CvM_{T,p} = \frac{1}{\hat{\sigma}^2 T^2} \sum_{j=1}^T \left[\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y}) I(\tilde{Y}_{t,p} \leq \tilde{Y}_{j,p}) \right]^2; \quad (4.6)$$

$$KS_{T,p} = \max_{1 \leq i \leq T} \left| \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{T}} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y}) I(\tilde{Y}_{t,p} \leq \tilde{Y}_{i,p}) \right|; \quad (4.7)$$

em que $\tilde{Y}_{t,p} = (Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p})$ são os valores das p -defasagens.

As estatísticas dos testes *GS* e *DL* dispostas nas equações (4.5) a (4.7) não possuem distribuições assintóticas-padrão. Para implementá-las em amostras finitas, os autores recomendam o uso do *wild bootstrap*. O valor- p do teste é obtido por distribuições *bootstrap*, de forma similar aos três estágios descritos no teste *AVR*.

4.4 A hipótese adaptativa dos mercados agropecuários brasileiros

A eficiência de um mercado é altamente dependente do contexto e das dinâmicas dos mercados. Apesar de a hipótese adaptativa de eficiência estar em desenvolvimento, e certamente necessitar de mais pesquisas, suas implicações podem ser derivadas com base na análise empírica das forças evolutivas nos mercados (LO, 2004) e (LO, 2005). Nesse sentido, utiliza-se para a análise da eficiência dos mercados agropecuários brasileiros a evolução dos números de contratos negociados e dos tipos de participantes nesses mercados, os quais se referem aos contratos futuros agropecuários lançados pela Bolsa entre 2000 e 2013 e atualmente vigentes. A formação da base de dados foi realizada por meio do sistema de recuperação de dados da BM&FBOVESPA, a qual permite avaliar a dinâmica dos lançamentos contratuais efetuados pela Bolsa.

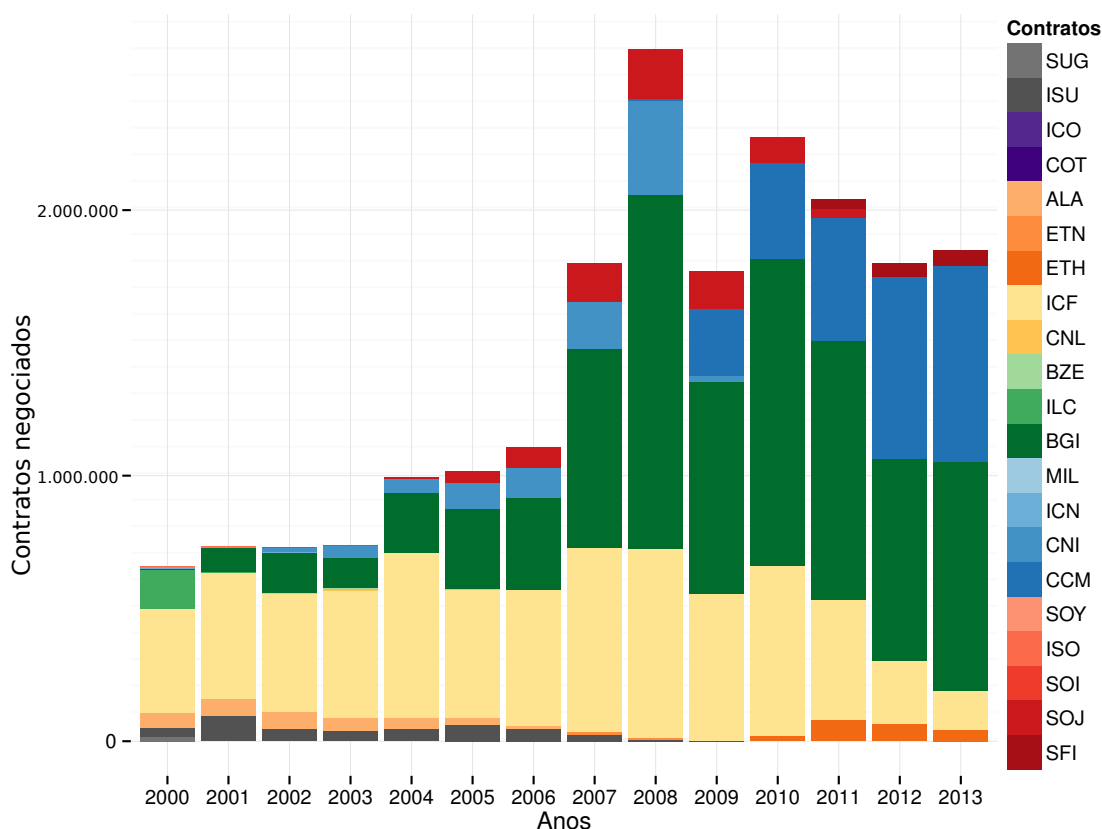


Figura 3 – Número de contratos agropecuários negociados de todos os vencimentos

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: Os ativos são representados pelas seguintes tonalidades de cores: açúcar (SUG e ISU) de cinza, algodão (ICO e COT) de roxo, etanol (ALA, ETN e ETH) de laranja, café (ICF e CNL) de amarelo, boi gordo (ILC e BGI) e bezerro (BZE) de verde, milho (MIL, ICN, CNI e CCM) de azul e soja (ISO, SOI, SOJ e SFI) de vermelho.

Essa constatação pode ser visualizada na Figura 3. Ela apresenta o número total de

contratos negociados em todos os vencimentos, desde 2000 até 2013, para todos os ativos agropecuários negociados no período. Nota-se a predominância das negociações do café (ICF) até o período 2006. Após esse período, o café passou a ser menos representativo no total de negócios, tornando-se o segundo ativo com maior número de negócios. Após 2006, o contrato de boi gordo (BGI), lançado em 2000, passou a ser o mais negociado. Nota-se também a mudança do contrato anterior de boi gordo (ILC), para o vigente. Enquanto aquele estava na segunda posição em contratos negociados, este passa a ser o contrato com maior representatividade em 2007. Comparando os contratos de café e de boi gordo com os outros ativos, pode-se considerá-los como os contratos de maior sucesso em relação à quantidade numérica de contratos negociados, bem como em sua representatividade no mercado futuro agropecuário brasileiro, no período em análise.

Em relação aos demais contratos dispostos na Figura 3, percebem-se as tentativas da Bolsa em consolidar outros ativos agropecuários, com os lançamentos e mudanças nos contratos de etanol, soja e milho. Este último passou a ter participação preponderante nos negócios totais, atingindo a primeira posição no final do período. Enquanto os contratos de café perderam participação relativa, outros ativos como os de açúcar, algodão e bezerro tiveram seus contratos descontinuados. Ressalta-se que esses contratos descontinuados, durante seus períodos de vigência na amostra, assim como os contratos de soja e etanol, relacionam-se com ínfimas quantidades de contratos negociados, o que pode dificultar o funcionamento informacional adequado contido nos preços desses ativos.

Lo (2005) destaca que as oportunidades de lucro em determinados mercados assemelham-se às disponibilidades de recursos naturais — quanto mais recursos, menos feroz a concorrência. Com aumento na concorrência, seja pela diminuição das oportunidades ou pelo aumento dos agentes, as oportunidades se esgotam, o que, eventualmente, levaria ao declínio da população, diminuindo o nível de concorrência e se inicia o ciclo novamente. Mas, conforme o autor, esse ciclo pode convergir para situações de canto, ocorrendo a eliminação de certos agentes, o que pode explicar a descontinuidade de contratos lançados pela Bolsa.

Diante dessa “dinâmica”, pode-se inferir que os mercados agropecuários brasileiros possuem características da adaptabilidade dos agentes às mudanças no ambiente dos mercados, assim como da Bolsa, que se adapta às preferências de negociação dos agentes, ao alterar, lançar, ou, até mesmo, descontinuar os contratos, o que sugere uma perspectiva adaptativa à eficiência dos mercados agropecuários brasileiros. Conforme ressalta Lo (2004) e Lo (2005), a existência de um mercado ativo e líquido implica que as oportunidades de lucro devem estar presentes. Conforme são exploradas, essas oportunidades desaparecem. Mas novas oportunidades são também criadas continuamente conforme ocorram mudanças nas instituições, nas condições dos mercados e nas mudanças dos agentes.

As mudanças dos agentes nos mercados agropecuários brasileiros podem ser visualizadas na Figura 4, que dispõe os tipos de participantes dos contratos em aberto para todos os

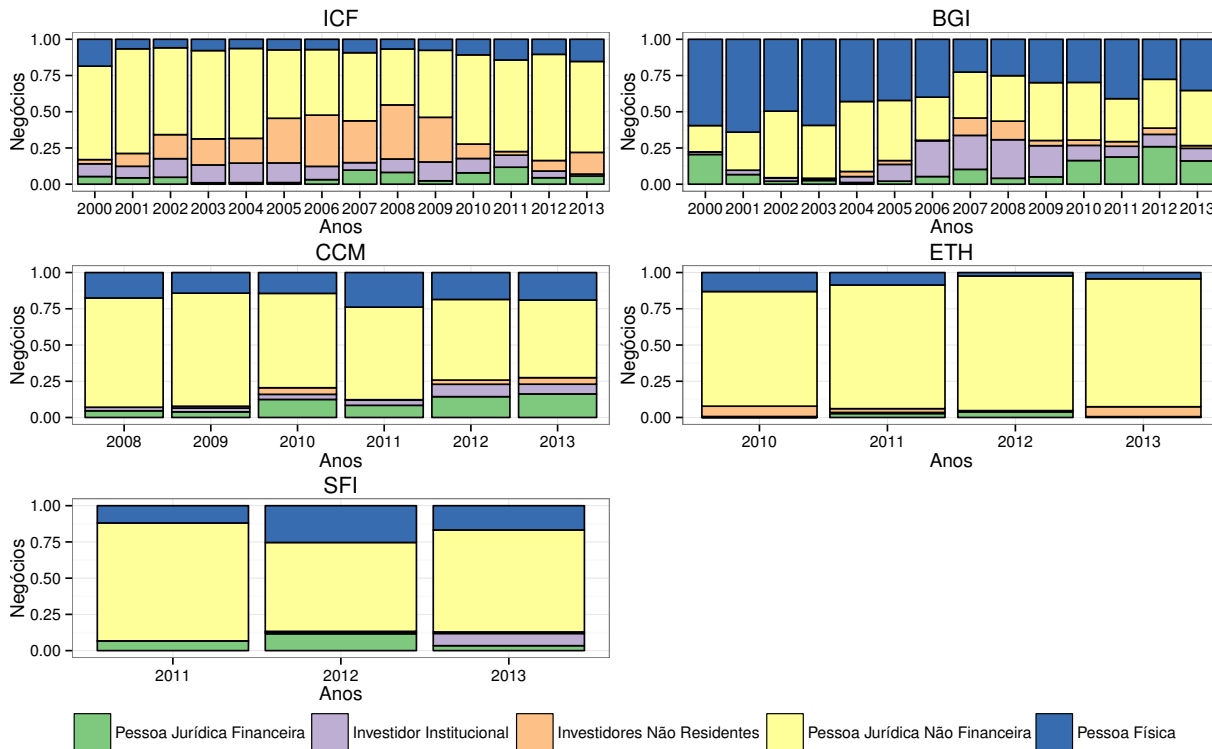


Figura 4 – Tipos de participantes dos contratos em aberto para todos os vencimentos

Fonte: Dados da Pesquisa

vencimentos. A BM&FBOVESPA disponibiliza a divisão dos tipos de participantes em: Pessoas Jurídicas Financeiras, Investidores Institucionais, Investidores Não Residentes, Pessoas Jurídicas Não Financeiras e Pessoas Físicas. Dessa subdivisão, pode-se supor que as Pessoas Jurídicas Não Financeiras e parte das Pessoas Físicas são consideradas como *hedgers*, enquanto que os demais supõe-se serem especuladores.

Nota-se que os tipos de participantes e suas respectivas representações nos totais de contratos em aberto, de forma geral, não são estáveis e se alteram ao longo do tempo, conforme prediz a hipótese adaptativa dos mercados de Lo (2004) e Lo (2005). Segundo esses estudos, as estratégias de investimentos passam por ciclos de ganhos e perdas em resposta às mudanças dos competidores (agentes) saindo e entrando nos mercados, bem como das magnitudes e dos tipos de oportunidades de ganhos financeiros. Assim, como as oportunidades são variáveis, o mesmo ocorre com os agentes afetados.

Espera-se, de um contrato bem-sucedido e informacionalmente eficiente, a atração heterogênea de participantes, com propósitos diferentes, seja para *hedging* ou especulação, assim como a não concentração dos contratos negociados em diferentes tipos de agentes. Percebe-se visualmente na Figura 4 que isso ocorre de forma mais frequente nos contratos de café, boi gordo e recentemente no contrato de milho.

Nota-se que até a metade do período amostral do café houve um quadro evolutivo de diversificação do tipo de participantes, com destaque aos investidores não residentes. No entanto, nos anos mais recentes ocorreu uma concentração dos contratos em aberto por parte das pessoas

jurídicas não financeiras, conforme havia no início amostral. Essa concentração pode sugerir menor eficiência informacional contida nos preços, uma vez que ocorreu menor diversificação de agentes com finalidades distintas. Segundo Lo (2005), os preços refletem o máximo de informações sujeitas às combinações informacionais contidas no ambiente e no número de agentes do mercado. Caso inúmeros agentes concorram na obtenção dos recursos (lucros) nesse mercado, o mercado deverá ser altamente eficiente. Por outro lado, em situações de pequenas quantidades de agentes competindo na obtenção de recursos, o mercado deverá ser considerado menos eficiente.

Por exemplo, no mercado de boi gordo, o maior número de participantes no início amostral foi de pessoas físicas. Ao longo do tempo, houve maior diversificação nos tipos de agentes operando nesse mercado. Destacam-se nesta representatividade os investidores institucionais e pessoas jurídicas financeiras, os quais podem ser classificados como especuladores.

Participação crescente dos investidores institucionais e a de pessoas jurídicas não financeiras também ocorreram no mercado de milho. Enquanto que, nos contratos de soja e, em particular, no mercado de etanol, tais contratos não podem ser caracterizados com dispersões entre os tipos de participantes. Assim, espera-se que com pouca diversificação de agentes, esses últimos contratos sejam informacionalmente menos eficientes ao compará-los com contratos de maior diversificação dos tipos de agentes.

Para demonstrar a diversificação negocial por participantes, computa-se o coeficiente de Gini supondo a existência agregada de apenas esses cinco agentes, com respeito à quantidade de contratos em aberto por esses agentes agregados. Observa-se que, nos períodos expostos, os mercados menos desiguais foram: boi gordo (0,32), café (0,44), milho (0,56), soja (0,61) e etanol (0,71). Disso, pode-se inferir que há maior competição no mercado de boi gordo e menor competição no mercado de etanol.

4.4.1 A hipótese adaptativa dos mercados sob dependências lineares e não lineares

Os contratos futuros de boi gordo (BGI) e café (ICF), atualmente negociados na BM&F-BOVESPA, começaram a ser negociados no dia 25 de setembro de 2010 e 8 de dezembro de 1999, respectivamente. Para comparações diante dessa diferença de datas iniciais de negociação, escolheu-se como início às séries o primeiro dia de negociação do contrato BGI. Justifica-se a escolha desses dois ativos agropecuários pois foram historicamente os mais negociados na Bolsa de futuros brasileira (Figura 3). Além disso, esses ativos possuem séries mais longas, sem mudança na nomenclatura de negociação, boi gordo (BGI) e café (ICF), o que permite analisar a eficiência do mercado futuro agropecuário brasileiro com periodicidade equivalente.

Optou-se por não considerar os ativos com contratos descontinuados pela Bolsa nesse período, conforme disposto na Figura 3, tais como: açúcar, algodão e bezerro. Outros ativos como soja, milho e etanol, atualmente transacionados na Bolsa, não possuem séries tão longas

e contínuas como as do boi gordo e do café. Por esse motivo, a análise divide-se em duas subamostras, conforme mostra a Tabela 14. A primeira amostra compreende os retornos no período de 26 de setembro de 2010 a 30 de dezembro de 2013, com os ativos boi gordo e café, os quais possuem séries mais longas e contínuas. A segunda compreende os retornos no período de 28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013, à qual se adicionam os ativos etanol, milho e soja. Para serem comparáveis, escolheu-se como início dessa amostra o primeiro dia de negociação do atual contrato de soja (SFI). Ademais, essas séries são mais curtas devido à mudança em suas nomenclaturas contratuais, caracterizando contratos como mais recentes do que os de boi gordo e café.

Tabela 14 – Análise preliminar das séries de retornos

	ICF.1	BGL.1	ICF.2	BGL.2	CCM.2	ETH.2	SFI.2
Início amostral	26-09-2000	26-09-2000	28-01-2011	28-01-2011	28-01-2011	28-01-2011	28-01-2011
Final amostral	30-12-2013	30-12-2013	30-12-2013	30-12-2013	30-12-2013	30-12-2013	30-12-2013
Observações	3283	3283	725	725	725	725	725
Retornos = 0 (%)	1,7661	3,0450	2,2038	1,5151	2,2038	14,8760	6,8870
Mínimo	-0,0868	-0,1049	-0,0588	-0,0466	-0,1248	-0,3352	-0,1555
Máximo	0,1224	0,0862	0,0644	0,0616	0,1264	0,0629	0,0401
Média	1e-04	3e-04	-0,0011	2e-04	-1e-04	1e-04	-1e-04
Variância	4e-04	1e-04	3e-04	1e-04	2e-04	4e-04	2e-04
Assimetria	0,4285	0,1801	0,19	1,0327	-1,0132	-11,2105	-3,609
Curtose	5,8593	17,5688	4,011	18,2519	22,6301	187,9388	39,6491
Jarque-Bera	1218,8013	29051,8077	35,2402	7155,9873	11764,5542	1048382,2273	42148,3134
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0
Doornik-Hansen	479,9946	5173,4923	25,7347	900,6504	1314,4474	19147,4891	403,8372
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0

Nota: ICF, BGL, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. Os números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2010 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013).

Utilizando o percentual de dias com retornos iguais a zero, medida proposta por Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999), como *proxy* para a liquidez dos contratos, houve uma redução na liquidez dos contratos de café entre as duas subamostras e um ganho na liquidez no contrato de boi gordo. Ademais, o percentual de dias com retornos iguais a zero para o contrato de milho assemelha-se aos contratos de boi gordo e de café. Discrepância pode ser observada no contrato de soja, e, em particular, no de etanol, cujo contrato teve aproximadamente 14% dos dias de negociação com retornos iguais a zero. Pode-se inferir, a partir desses valores, que os contratos de soja e etanol podem ser considerados como menos líquidos e, portanto, influenciando de forma negativa a eficiência informacional de seus mercados.

A BM&FBOVESPA atribui limites de oscilações diárias nos cinco contratos futuros agropecuários: café (9%), boi gordo (3,5%), milho (5%), etanol (6,5%) e soja (5%). Lim e Brooks (2011) ressaltam que a literatura acadêmica evidencia que os limites de oscilação atribuídos pelas Bolsas influenciam a eficiência dos mercados. Essa literatura revista pelos autores aponta que os limites impostos pelas Bolsas previnem que os preços atinjam seu nível de equilíbrio e que o relaxamento dos limites tende a diminuir sua influência na eficiência dos mercados. Apesar

de existirem esses limites atribuídos pela BM&FBOVESPA, as especificações dos contratos permitem que nos últimos três dias não haja limite de oscilação nos ajustes diários. De acordo com os mínimos e máximos dispostos na Tabela 14, houve retornos fora desses limites, em particular, coincidentes com os últimos dias de negociação. Essa característica pode ser atribuída ao efeito expiração dos contratos futuros, no qual ocorrem maiores variações abruptas.

Como esperado, a média dos retornos para todas as séries é próxima de zero. Adicionalmente, assim como Choi (1999), testou-se a hipótese nula de média zero para os retornos com o uso do teste-*t*, uma vez que os testes à hipótese martingal pressupõem média zero. Os resultados dão suporte a essa suposição com 1% de significância estatística. Em relação à variância, nota-se que as séries do café e do etanol apresentam maiores flutuações, enquanto a série do boi gordo apresenta comportamento mais estável.

Nota-se que as características das séries, reportadas no terceiro e quarto momentos, indicam que os fenômenos extremos ocorrem com maior frequência do que predito por uma distribuição normal, uma vez que as séries apresentaram excesso de curtose. Além disso, os aumentos abruptos nos preços dos contratos de café e boi gordo ocorrem com maior frequência do que as quedas abruptas, indicadas pela associação de assimetria positiva. O inverso ocorre nos contratos de milho, etanol e soja, com assimetria negativa. Segundo Cont (2001), essas características podem ser consideradas como das mais importantes em séries temporais financeiras, devido à elevada variabilidade, relevada por caudas pesadas nas distribuições e a probabilidade de ocorrência de movimentos abruptos nos mercados.

Como indicado pelas medidas de assimetria e curtose, as estatísticas dos testes Jarque-Bera e de Doornik e Hansen (2008) rejeitam a hipótese nula de normalidade para todas as séries de retorno, a 1% de significância estatística, indicando que os retornos dos contratos futuros agropecuários de café, boi gordo, milho, etanol e soja não são normais. Portanto, as estatísticas sugerem que a suposição de normalidade dessas séries de tempo é restritiva, o que foi ressaltado nos *surveys* de Cont (2001) e de Lim e Brooks (2011). Segundo Escanciano e Lobato (2009b), os testes iniciais para verificar as dependências lineares das séries foram motivados por observações empíricas em que as séries de tempo seguem distribuições normais. No entanto, as evidências de não normalidade das séries reportadas na Tabela 14 roboram o uso dos testes lineares robustos à presença de dependências não lineares, bem como dos testes que consideram essas dependências não lineares, conforme sugerido por Escanciano e Lobato (2009b) e discutidos nas seções 4.3.1 e 4.3.2, respectivamente.

Os argumentos de Escanciano e Lobato (2009b) sugerem uma condição necessária (mas não suficiente, em geral) para que a hipótese de diferença martingal seja verdadeira: as séries de tempo sejam não correlacionadas. Comparando as estatísticas propostas por Fisher e Gallagher (2012) e dispostas na Tabela 15, entre os dois períodos do boi gordo, verifica-se a presença de autocorrelação linear estatisticamente significativa a 1% no primeiro período (mais longo) mas não no segundo período (mais curto). Para as séries de milho e etanol, também se verifica a

Tabela 15 – Estatísticas de autocorrelação, heterocedasticidade e não lineariedade

	ICF.1	BGI.1	ICF.2	BGI.2	CCM.2	ETH.2	SFI.2
Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W)	4,6932	42,9813	3,9345	3,3269	22,5299	15,9577	5,6682
Valor- p	0,4758	0	0,4312	0,5381	0	8e-04	0,2079
Monti ponderado (\tilde{M}_W)	4,7345	39,3428	3,9367	3,2789	19,232	15,349	5,5017
Valor- p	0,4694	0	0,4308	0,5471	1e-04	0,0011	0,2241
Ljung-Box ponderado* (\tilde{Q}_W^*)	85,7518	24,4218	4,5296	0,3213	1,6843	0,2075	0,1184
Valor- p	0	0	0,3405	0,9972	0,854	0,9991	0,9998
Monti ponderado* (\tilde{M}_W^*)	70,6429	20,9285	4,6714	0,3213	1,6126	0,2088	0,1186
Valor- p	0	1e-04	0,3211	0,9972	0,8662	0,9991	0,9998
BDS $\epsilon = 1 m = 2$	3	10	2	3	6	5	4
Valor- p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 1 m = 3$	3	15	1	3	8	5	4
Valor- p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 2 m = 2$	3	8	2	2	6	5	4
Valor- p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 2 m = 3$	3	11	1	2	8	5	4
Valor- p	0	0	0	0	0	0	0

Nota: ICF, BGI, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. Os números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2010 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013). Ljung-Box ponderado (\tilde{Q}_W) e Monti ponderado (\tilde{M}_W) denotam as estatísticas propostas por Fisher e Gallagher (2012). Os sobrescritos * denotam essas estatísticas com base nos resíduos ao quadrado. A estatística de Broock et al. (1996) é representada por BDS.

presença de autocorrelação estatisticamente significativa ao mesmo nível de significância. Para as demais séries, café e soja, não há presença dessa dependência linear significativa. Tais evidências contrastam com um dos fatos estilizados normalmente presentes nas séries de retornos e indicado por Cont (2001): a insignificância estatística das autocorrelações lineares.

A falta de autocorrelações significativas dos retornos proporciona uma evidência empírica para a eficiência desses mercados. Entretanto, conforme ressalta Cont (2001), isso não implica independência dos incrementos: independência implica que quaisquer funções não lineares dos retornos também não devem possuir autocorrelações. Conforme as estatísticas de Fisher e Gallagher (2012), verifica-se presença de heterocedasticidade estatisticamente significativa a 1% apenas para a amostra mais longa de dados. Assim, evidencia-se comportamento não linear para as séries longas do café e do boi gordo. Essa característica, conhecida como *cluster* de volatilidade, significa que grandes variações dos preços possuem maior probabilidade de serem seguidas por outras grandes variações. Segundo Lobato, Nankervis e Savin (2001), essa é uma característica bem conhecida de retornos financeiros: substancial autocorrelação dos retornos ao quadrado. Segundo os autores, isso implica que, mesmo que os retornos do café sejam não correlacionados, há dependência estatística. Portanto, a não evidência de autocorrelação dos retornos ao quadrado para a amostra mais curta se contrapõe a um dos fatos estilizados dos retornos: *cluster* de volatilidade.

Garcia, Hudson e Waller (1988) sugerem que a não aleatoriedade dos mercados se faz mais presente do que tradicionalmente se mensura e que essas dependências podem ter naturezas

não lineares. Além das evidências reportadas para essas dependências, por meio dos testes sob os retornos ao quadrado, adota-se, assim como Lim, Luo e Kim (2013), o teste BDS proposto por Broock et al. (1996). Segundo Broock et al. (1996), o teste BDS pode ser utilizado para verificar a não linearidade e pode ser considerado como uma estatística não linear análoga à estatística Q da família Box-Pierce. Os resultados das estatísticas BDS para $\epsilon = \{0.5\sigma, 1\sigma\}$ com $m = \{2, 3\}$ indicam natureza não linear dos retornos a 1% de significância estatística.

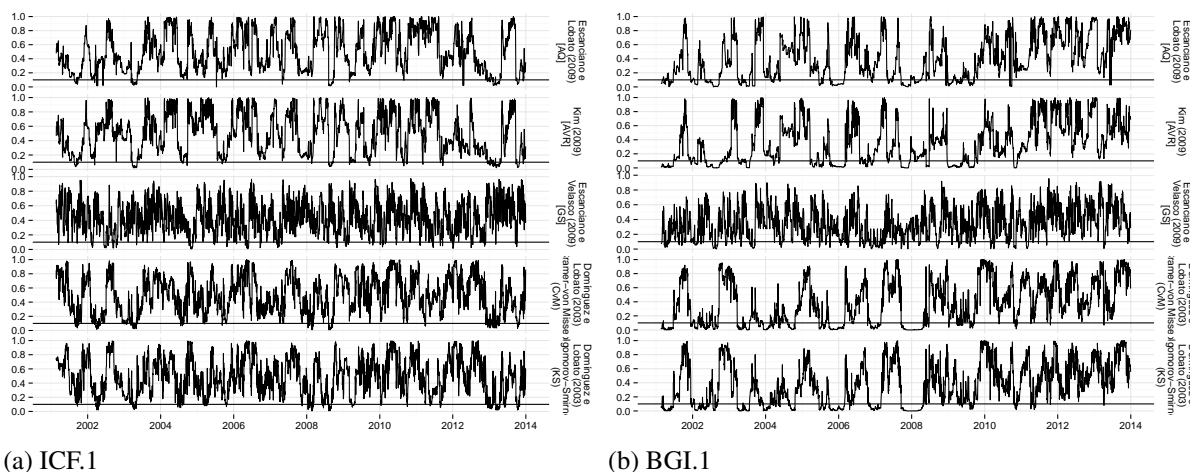
Os testes apresentados para autocorrelação, heteroscedastícia e não linearidade auxiliam na identificação de dependências lineares e não lineares para a análise subsequente da hipótese adaptativa dos mercados. Mas possuem algumas deficiências tais como: pontos de corte e número de *lags* arbitrários, conforme ressalta Choi (1999). Uma vez identificadas essas dependências, lineares e não lineares, devem-se, portanto, considerar os testes para a hipótese de diferença martingal que sejam robustos a essas características. Dessa forma, procede-se, conforme exposto na seção 4.3 e segundo Charles, Darné e Kim (2012), com os testes para a hipótese de diferença martingal robustos a essas características das séries.

4.4.1.1 Janelamento móvel de subamostras

Os testes de dependências lineares, propostos por Escanciano e Lobato (2009a) e Kim (2009), assim como os testes de dependências não lineares, propostos por Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003), foram realizados em janelamentos de 100 subamostras com 10.000 *bootstrap*'s. A escolha do janelamento deu-se com base nas simulações de Monte Carlo de Charles, Darné e Kim (2011), as quais não encontraram distorções amostrais para os testes acima de 100 observações. Ao serem implementadas as rolagens em subamostras, essa abordagem permite inferências robustas contra possíveis mudanças estruturais, além de viabilizarem a comparação sobre a eficiência relativa dos mercados.

Uma vez que seria inviável reportar todos os resultados dos testes para cada janelamento de subamostras, os valores- p desses são reportados em forma gráfica, conforme disposto nas Figuras 5 e 6. O eixo vertical mostra os valores- p , o eixo horizontal refere-se à última observação do período de janelamento e a significância estatística a 10% está tracejada na horizontal. Os períodos cujos valores- p situam-se abaixo da linha tracejada indicam presença de predicabilidade dos retornos para a subamostra correspondente ao janelamento. Exemplificando a abordagem, o primeiro período de janelamento disposto na Figura 5 começa em 26 de setembro de 2000 e termina em 21 de fevereiro de 2001. As estatísticas foram computadas para esse período e, então, move-se um período à frente, até a última subamostra que começou em 7 de agosto de 2013 e terminou em 30 de dezembro de 2013. Dessa forma, as estatísticas foram calculadas 3.184 vezes.

Pode-se observar na Figura 5 que, no mercado de café, falha-se na rejeição da hipótese de sequência de diferença martingal em longos períodos, e, portanto, evidencia-se eficiência informacional. Somente em períodos curtos rejeita-se a hipótese nula, ou seja, não coerentes com a hipótese de eficiência de mercado. Na mesma Figura 5, nota-se que o mercado de boi



(a) ICF.1 (b) BGI.1
 Figura 5 – Valores- p das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.1) e boi gordo (BGI.1) entre 21 de junho de 2001 e 30 de dezembro de 2013

Nota: Os valores- p dispostos correspondem à data final de cada janelamento móvel de 100 subamostras, referentes ao intervalo entre 21 de junho de 2001 a 30 de dezembro de 2013. Os testes sob dependências lineares referem-se a Q_p^* e AVR^* . Q_p^* denota o teste de Escanciano e Lobato (2009a). AVR^* denota o teste de Kim (2009). Os testes de dependências não lineares referem-se a D_T^2 , CvM e KS . D_T^2 denota o teste de Escanciano e Velasco (2006), CvM e KS denotam os testes de Domínguez e Lobato (2003), com base nas estatísticas Cramer-von Mises e Kolgomorov-Smirnov, respectivamente.

gordo apresenta de forma mais frequente períodos não condizentes com a hipótese de eficiência. Para esses mesmos mercados, mas no corte temporal mais recente, disposto na Figura 6, é possível inferir o inverso. O mercado de café apresenta maior frequência de desvios à sequência de diferença martingal. Ao contrário do que se espera de um mercado com funcionamento informacional, sugerem-se, portanto, comportamentos variáveis no tempo e não uma melhora contínua na eficiência informacional, o que provê suporte empírico à hipótese adaptativa de Lo (2004) e Lo (2005).

Os demais mercados — dispostos na Figura 6 — destacam-se com comportamentos de possível predição de seus retornos mais frequentes, em particular, no mercado de etanol. Essa evidência de predição em períodos de tempo está de acordo com a hipótese adaptativa de mercado proposta por Lo (2004), Lo (2005). Ela sugere que a eficiência de mercado é uma característica que varia continuamente no tempo e entre os mercados. Essa discrepância entre ativos pode ser creditada à terceira implicação da hipótese adaptativa de eficiência de Lo (2004) e Lo (2005), isto é, as estratégias de investimentos aumentam e diminuem, obtendo boas performances em certos mercados e o contrário em outros. Diferentes características das *commodities* e de seus mercados, a qualidade das informações e incertezas sobre as condições econômicas são fatores potenciais que influenciam a eficiência dos mercados futuros agropecuários (GARCIA; HUDSON; WALLER, 1988).

Essas evidências contrastam com os resultados sobre mercados agropecuários no Brasil

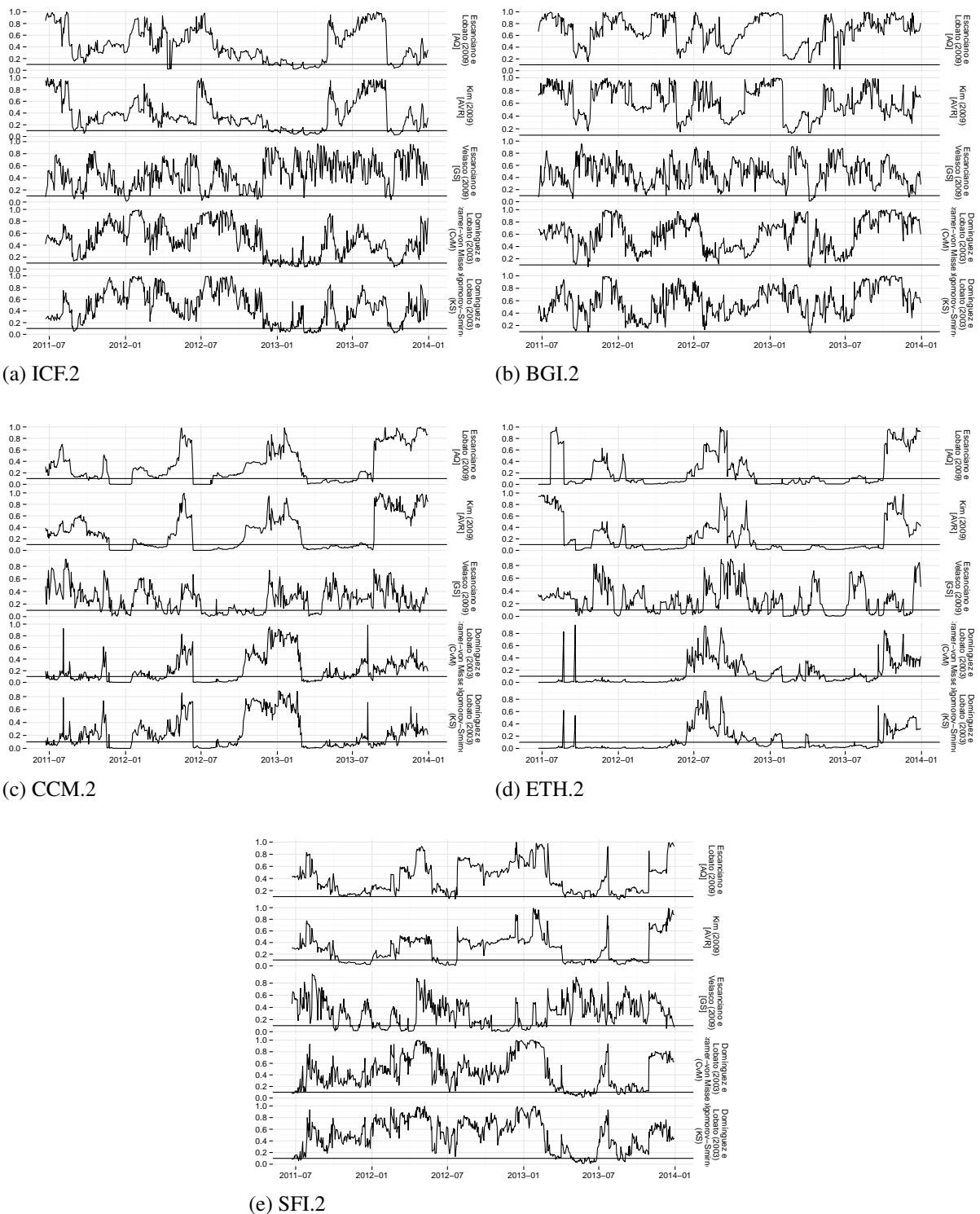


Figura 6 – Valores- p das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.2), boi gordo (BGI.2), milho (CCM.2), etanol (ETH.2) e soja (SFI.2) entre 22 de junho de 2011 e 30 de dezembro de 2013

Nota: Os valores- p dispostos correspondem à data final de cada janelamento móvel de 100 subamostras, referentes ao intervalo entre 22 de junho de 2011 a 30 de dezembro de 2013. Os testes sob dependências lineares referem-se a Q_p^* e AVR^* . Q_p^* denota o teste de Escanciano e Lobato (2009a). AVR^* denota o teste de Kim (2009). Os testes de dependências não lineares referem-se a D_T^2 , CvM e KS . D_T^2 denota o teste de Escanciano e Velasco (2006), CvM e KS denotam os testes de Domínguez e Lobato (2003), com base nas estatísticas Cramer-von Mises e Kolgomorov-Smirnov, respectivamente.

apresentados na Tabela 13, como, por exemplo: Arbex e Carvalho (1999), Cruz Júnior e Silveira (2007), Alves, Duarte e Lima (2008), Moraes, Lima e Melo (2009), Fraga e Silva Neto (2011), Menegario et al. (2014). Tais estudos testam a eficiência dos mercados de forma estática, e percebe-se, com base nos resultados das Figuras 5 e 6, que a eficiência informacional dos mercados agropecuários brasileiros é variante no tempo. E depende das mudanças de comportamento dos agentes, do ambiente de mercado e das características das *commodities*.

Tabela 16 – Percentuais das estatísticas Escanciano e Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano e Velasco (2006) e Domínguez e Lobato (2003) significantes a 10%

	Dependência linear		Dependência não linear			Dependências lineares e não lineares (média)
	Q_p^*	AVR^*	D_T^2	CvM	KS	
Painel A – Janelamento móvel de 21/06/2001 – 30/12/2013						
ICF.1	5,81	7,16	6,88	5,75	6,09	6,33
BGI.1	21,67	26,29	14,45	27,64	26,57	23,32
Painel B – Janelamento móvel de 22/06/2011 – 30/12/2013						
ICF.2	13,74	15,81	5,75	9,11	11,98	11,27
BGI.2	0,64	0	2,4	0,48	0,48	0,79
CCM.2	26,04	42,17	25,88	42,65	44,09	36,16
ETH.2	55,43	56,87	31,31	59,9	67,41	54,18
SFI.2	3,35	30,99	23,32	9,74	8,47	15,17

Nota: ICF, BGI, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. Os números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2010 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013). Os testes sob dependências lineares referem-se a Q_p^* e AVR^* . Q_p^* denota o teste de Escanciano e Lobato (2009a). AVR^* denota o teste de Kim (2009). Os testes de dependências não lineares referem-se a D_T^2 , CvM e KS . D_T^2 denota o teste de Escanciano e Velasco (2006), CvM e KS denotam os testes de Domínguez e Lobato (2003), com base nas estatísticas Cramer-von Mises e Kolgomorov-Smirnov, respectivamente.

A Tabela 16 apresenta os percentuais dos testes estatisticamente significativos a 10% nas subamostras referentes às Figuras 5 e 6, o que possibilita medir quantas vezes a hipótese de diferença martingal é rejeitada pelas estatísticas dos testes durante o período amostral. Um percentual elevado indica maior frequência do desvio da hipótese martingal, ou seja, um menor grau de eficiência informacional. E assim, permite classificar os contratos do mais eficiente ao menos eficiente.

Utilizando esses percentuais entre 2001 e 2013, pode-se inferir maior eficiência informacional no mercado de café comparado com o mercado de boi gordo (Painel A – Tabela 16). No entanto, o inverso ocorreu considerando período mais recente (2011 - 2013) no Painel B. Uma das possíveis explicações pode ser atribuída ao número de negócios e à diversificação dos agentes. Ver Figuras 3 e 4. Enquanto no contrato de boi gordo houve uma elevação na quantidade de negócios, concomitante com a diversificação de agentes neste mercado, no de café ocorreu diminuição de contratos negociados e concentração de agentes.

Em período mais recente — Painel B, – Tabela 16 — pode-se inferir da média dos desvios à hipótese martingal o seguinte *ranking* de eficiência informacional: boi gordo, café, soja, milho e etanol. O mercado de milho apresentou elevado desvio à hipótese martingal, inferior apenas ao

mercado de etanol. Isso aconteceu apesar da participação crescente dos investidores institucionais e de pessoas jurídicas não financeiras, concomitante com o aumento de liquidez e participação preponderante entre os ativos agropecuários e no número de contratos negociados recentemente. A concentração dos tipos de participantes e o baixo volume de negócios, característica do mercado futuro de etanol, podem ser uma das explicações para o maior percentual de rejeição da hipótese de diferença martingal e, portanto, a menor eficiência. Além disso, apesar do processo de desregulamentação das atividades vinculadas à agropecuária ressaltado por Bacha (2012), há interferências governamentais que podem influenciar negativamente a eficiência informacional.

Podem-se inferir — portanto — importantes implicações aos agentes que utilizam informações de mercados futuros. Segundo Garcia, Hudson e Waller (1988) os agentes tomam decisões de produção, comercialização e estocagem sujeitas a informações completas contidas nos preços passados. Assim sendo, infere-se que na maior parte do tempo, no mercado de café e mais recentemente no de boi gordo, essas decisões podem resultar em alocação eficiente de seus recursos. De acordo com Frick e Campos (1996), ao melhorar a eficiência de mercado, há melhoria no possível *hedge* adequado às necessidades dos agentes. No entanto, uma vez que os mercados de milho e etanol se desviam em proporção relativamente superior da hipótese de sequência de diferença martingal, e, por conseguinte, da eficiência informacional, os agentes desses mercados podem ter uma redução de seus excedentes econômicos, aumento dos custos informacionais e imprecisões nas decisões, conforme argumentos de Garcia, Leuthold e Egelkraut (2008) e Arbex e Carvalho (1999).

As elevadas frequências de rejeição da hipótese de sequência de diferença martingal nos mercados futuros auxiliam na explicação da relutância ao uso dos mercados de derivativos como alternativa de proteção ao risco. Essa inferência encontra respaldo no argumento de Sabuhoro e Larue (1997), devido a custos de transação adicionais ao *hedge* nos mercados não informacionalmente eficientes. E também na não otimalidade da taxa de *hedge*, pois, segundo Kroner e Sultan (1993), pressupõem que os preços seguem um processo martingal.

A detecção de previsibilidade nesses ativos, mesmo que temporária, pode auxiliar na elaboração de estratégias de *trading*. Os resultados desta pesquisa são coerentes com os argumentos de Timmermann e Granger (2004) à previsibilidade, pois podem aparecer e desaparecer rapidamente. Assim, especuladores, administradores de fundos de investimentos e de pensão, citados por Marques, Mello e Martines Filho (2008), podem obter ganhos nesse ambiente em conformidade com a hipótese adaptativa de eficiência dos mercados futuros agropecuários na BM&FBOVESPA. No entanto, deve-se ter cautela, pois a métrica proposta por Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999) sugere elevados custos de transação, em particular, nos mercados de etanol e da soja. Ver Tabela 14.

4.5 Considerações finais

As evidências consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados justificam operações de *hedge* dinâmicas nessas *commodities*, bem como a gerência de carteiras de investimentos de forma ativa, uma vez que as predicabilidades e, por conseguinte, as oportunidades de ganhos surgem de tempos em tempos.

As elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal encontram-se nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes: milho e etanol. Essas interferências dificultam o funcionamento informacional nos mercados futuros dessas *commodities*. Mesmo diante das adaptações dos agentes às mudanças nas condições dos mercados, os resultados desta pesquisa revelam a essencialidade de menor intervenção governamental, aliada às iniciativas da Bolsa em atrair e diversificar os agentes nesses mercados, bem como em elevar o volume negocial, como se evidenciou nos mercados de café e boi gordo. Mercados onde houve menores rejeições à hipótese martingal e maior eficiência informacional.

Referências

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

ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Teste da eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil: uma análise de co-integração. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 1, p. 173–184, 2008.

ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. **Econometrica**, Chichester, v. 59, n. 3, p. 817–858, 1991.

ARBEX, M. A.; CARVALHO, V. Eficiência do mercado futuro de café brasileiro no período de 1992 a 1998. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 37, n. 1, p. 97–113, 1999.

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2012. 264 p.

BRESSAN, A. A.; LEITE, C. A. M. Eficiência do mercado futuro de café no Brasil. **Reuna**, Belo Horizonte, v. 6, n. 1, p. 11–32, 2001.

BROOCK, W. A.; SCHEINKMAN, J. A.; DECHERT, W. D.; LEBARON, B. A test for independence based on the correlation dimension. **Econometric Reviews**, Philadelphia, v. 15, n. 3, p. 197–235, 1996.

CAPITANI, D. H. D.; MATTOS, F. L.; MARTINES FILHO, J. G. Mensuração do risco de preços em diferentes mercados de *commodities* agrícolas no Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 12., 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2012. p. 17.

CARTER, C. A.; MOHAPATRA, S. How reliable are hog futures as forecasts? **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 90, n. 2, p. 367–378, 2008.

CHARLES, A.; DARNÉ, O. Variance-ratio tests of random walk: an overview. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 23, n. 3, p. 503–527, 2009.

CHARLES, A.; DARNÉ, O.; KIM, J. H. Small sample properties of alternative tests for martingale difference hypothesis. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 110, n. 3, p. 151–154, 2011.

_____. Exchange-rate return predictability and the adaptive markets hypothesis: evidence from major foreign exchange rates. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 31, n. 6, p. 1607–1626, 2012.

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

CHOI, I. Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 14, n. 3, p. 293–308, 1999.

CONT, R. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. **Quantitative Finance**, Abingdon, v. 1, n. 2, p. 223–236, 2001.

CRUZ JÚNIOR, J. C.; SILVEIRA, R. L. F. Análise de eficiência, co-integração e exogeneidade nos mercados futuros de café na BM&F, NYBoT e LIFFE. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Rio Branco. **Anais...** Londrina: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007. p. 21.

DOMÍNGUEZ, M. A.; LOBATO, I. N. Testing the martingale difference hypothesis. **Econometric Reviews**, Philadelphia, v. 22, n. 4, p. 351–377, 2003.

DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. An omnibus test for univariate and multivariate normality. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Chichester, v. 70, p. 927–939, 2008.

ESCANCIANO, J. C.; LOBATO, I. N. An automatic portmanteau test for serial correlation. **Journal of Econometrics**, Dorchester, v. 151, n. 2, p. 140–149, 2009.

_____. Testing the martingale hypothesis. In: MILLS, T. C.; PATTERSON, K. (Org.). **Palgrave handbook of econometrics volume 2: applied econometrics**. New York: Palgrave Macmillan, 2009. p. 972–1003.

ESCANCIANO, J. C.; VELASCO, C. Generalized spectral tests for the martingale difference hypothesis. **Journal of Econometrics**, Dorchester, v. 134, n. 1, p. 151–185, 2006.

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

FISHER, T. J.; GALLAGHER, C. M. New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 107, n. 498, p. 777–787, 2012.

FRAGA, G. J.; SILVA NETO, W. A. Eficiência no mercado futuro de *commodity*: evidências empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 1, p. 125–137, 2011.

FRICK, O. O.; CAMPOS, R. B. M. Eficiência do mercado futuro de boi gordo. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 113, 1996.

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**, Lexington, v. 20, n. 1, p. 119–130, 1988.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R. M. A selected review of agricultural commodity futures and options markets. **European Review of Agricultural Economics**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 235–272, 2004.

GARCIA, P.; LEUTHOLD, R. M.; EGELKRAUT, T. M. Issues and research opportunities in agricultural futures markets. In: GOSS, B. A. (Org.). **Debt, risk and liquidity in futures markets**. New York: Routledge, 2008. p. 75–102.

HAKKIO, C. Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 5, n. 2, p. 221–229, 1986.

HUSSEIN, A. **Market efficiency of the ethiopia commodity exchange: the case of export coffee trading**. Saarbrücken: VDM Verlag Dr. Müller, 2011. 120 p.

KIM, J. H. Automatic variance ratio test under conditional heteroskedasticity. **Finance Research Letters**, Maryland Heights, v. 6, n. 3, p. 179–185, 2009.

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

LESMOND, D.; OGDEN, J.; TRZCINKA, C. A new estimate of transaction costs. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 12, n. 5, p. 1113–1141, 1999.

LIM, K.; BROOKS, R. The evolution of stock market efficiency over time: a survey of the empirical literature. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 25, n. 1, p. 69–10, 2011.

LIM, K.; LUO, W.; KIM, J. H. Are US stock index returns predictable? Evidence from automatic autocorrelation-based tests. **Applied Economics**, Abingdon, v. 45, n. 8, p. 953–962, 2013.

LIMA, R. C.; GÓIS, M. R.; ULISES, C. Previsão de preços futuros de commodities agrícolas com diferenciações inteira e fracionária, e erros heteroscedásticos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 45, n. 3, p. 621–644, 2007.

LO, A. W. The adaptive markets hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective. **The Journal of Portfolio Management**, New York, v. 30, n. 5, p. 15–29, 2004.

_____. Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. **Journal of Investment Consulting**, Greenwood Village, v. 7, n. 5, p. 21–44, 2005.

_____. Adaptive markets and the new world order. **Financial Analysts Journal**, Charlottesville, v. 68, n. 2, p. 18–29, 2012.

LOBATO, I.; NANKERVIS, J. C.; SAVIN, N. E. Testing for autocorrelation using a modified Box-Pierce Q test. **International Economic Review**, Hoboken, v. 42, n. 1, p. 187–205, 2001.

MARQUES, P.; MELLO, P. C.; MARTINES FILHO, J. **Mercados futuros agropecuários: exemplos e aplicações para o mercado brasileiro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008. 240 p.

MENEGARIO, A. H.; PAIVA, A. R. N.; SOUZA, W. A. R.; MARTINES FILHO, J. G.; MARQUES, P. V. Eficiência comparativa dos mercados futuros no Brasil e exterior para a comercialização da safra de café brasileira. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 25–49, 2014.

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

RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S. Previsibilidade e eficiência no mercado agrícola. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 10, p. 1844–1850, 2011.

SABOYA, L. V.; BACCHI, M. R. P. Uma proposta metodológica para análise da eficiência na formação de preços de contratos futuros. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 1999. p. 9.

SABUHOHO, J. B.; LARUE, B. The market efficiency hypothesis: the case of coffee and cocoa futures. **Agricultural Economics**, Malden, v. 16, n. 3, p. 171–184, 1997.

SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, Cambridge, v. 5, n. 2, p. 41–49, 1965.

TIMMERMANN, A.; GRANGER, C. W. Efficient market hypothesis and forecasting. **International Journal of Forecasting**, Amsterdam, v. 20, n. 1, p. 15–27, 2004.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, p. 199–247, 2002.

WANG, H. H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Richmond, v. 49, n. 2, p. 125–141, 2005.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os estudos teóricos e empíricos sobre a eficiência de mercado evoluíram do arcabouço dependente de um modelo de equilíbrio para testes de arbitragem. Além disso, o arcabouço teórico passou a considerar a adaptação dos mercados, os quais são dinâmicos e não estáticos como se defendia. Em relação à metodologia, percebe-se dominância da abordagem de não enviesamento e cointegração nos estudos sobre ativos agropecuários. No entanto, deve-se seguir em direção à evolução metodológica aplicada em ativos financeiros, a exemplo de testes de razão de variância e não linearidade, aplicados no presente estudo. Dos resultados obtidos, pode-se inferir que a eficiência dos mercados agropecuários deve ser vista de forma dinâmica. Mesmo evidenciando falta de eficiência informacional, acredita-se que seja momentânea e pouco frequente. Assim sendo, na maior parte do tempo, os mercados oferecem informações adequadas aos agentes.

O funcionamento informacional dos mercados importa aos agentes que negociam, regulamentam, legislam, assim como às Bolsas e Governos. Em mercados eficientes, os riscos de preços podem ser mitigados com efetividade, uma vez que o conjunto informacional contido nos preços é crível. Assim sendo, proporciona redução das buscas por informações aos agentes, consequentemente, possibilita diminuição dos custos de transação. Esse conjunto de benefícios existentes em um mercado eficiente pode motivar o lançamento de contratos pelas Bolsas ao tomarem como base o aprendizado e as características desses mercados eficientes. Por outro lado, caso o mercado tenha sinais de não eficiência, tanto as Bolsas como os legisladores e reguladores desses mercados devem tomar medidas para proporcionarem transmissão de informações eficientes nos preços. Esses atores podem, por exemplo, efetuar modificações contratuais, identificar e auxiliar na correção de falhas de mercado e assimetria informacional, que podem ser a causa da não eficiência dos mercados.

Nesse contexto, destaca-se o Governo, o qual se pode beneficiar de um mercado eficiente, não atuando nele, deixando de despender com políticas de subvenção agrícola, abrindo espaço para um bom funcionamento dos preços pelo próprio mercado. Todavia, em mercados com intervenção governamental, o Governo prejudica a formação dos preços, criando um ambiente de assimetria de informação, o qual interfere na eficiência dos mercados. Diante do exposto, deve-se ter cautela nessas intervenções, oportunizando o governo como regulador — e salientar a sua redução — como condição à continuidade dos contratos futuros desses mercados sob intervenções, antes que sejam descontinuados, como inúmeros contratos passados.