

EFICIÊNCIA COMPARATIVA DOS MERCADOS FUTUROS NO BRASIL E EXTERIOR PARA A COMERCIALIZAÇÃO DA SAFRA DE CAFÉ BRASILEIRA

Alexandre Hatthner Menegário

Doutorando em Economia Aplicada pela USP/ESALQ
e-mail: ahmenegario@usp.br

André Ricardo Noborikawa Paiva

Mestrando em Economia Aplicada pela USP/ESALQ
e-mail: andrenobo@usp.br

Waldemar Antonio da Rocha de Souza

Doutor em Economia Aplicada pela USP/ESALQ
e-mail: warsouza@ufam.edu.br

Mariomar de Sales Lima

Doutora em Engenharia de Produção pela UFRJ
e-mail: msl@ufam.edu.br

João Gomes Martines Filho

PhD em Economia Agrícola pela Ohio State University
End. Residencial: Rua D C C Gomes, 177, Piracicaba – SP CEP 13418-000
End. Profissional: USP/ESALQ - Avenida Pádua Dias, 11 - Piracicaba/SP - CEP 13418-900
Tel.: (19) 3429-4444 Fax: (19) 3434-5186

Resumo: As pesquisas sobre a hipótese de eficiência dos mercados (HEM) concluíram que os preços dos mercados futuros agropecuários são estimadores não viesados dos preços a vista. Neste estudo avaliou-se a HEM nos mercados futuros de café nacional e exterior, utilizando o arcabouço de co-integração de séries temporais dos preços a vista e futuro. Os resultados apontaram que a BM&F-BOVESPA foi mais eficiente, da forma fraca, quando comparada à bolsa americana, a ICE. A BM&F-BOVESPA registraria um melhor processo de descoberta de preços para a safra de café brasileira, aumentando a eficiência da comercialização e das operações de *hedge*.

Palavras-chave: Hipótese de eficiência de mercado (HEM), descoberta de preços, café, Brasil, mercados futuros.

JEL: Q14.

COMPARATIVE EFFICIENCY OF BRAZILIAN AND FOREIGN COFFEE FUTURE MARKETS TO TRADE BRAZIL COFFEE HARVEST

Abstract: Research on the efficient markets hypothesis (EMH) concluded that the prices of commodity futures markets are unbiased estimators of spot prices. This study evaluated the HEM for the coffee futures market in Brazil and abroad, using the time series co-integration framework of spot and future prices. The results indicated that BM&F-BOVESPA was more weak form efficient,

compared to the U.S. exchange, ICE. Thus, Efficient market hypothesis M&F-BOVESPA could provide better price discovery process for the Brazilian coffee crop, increasing the marketing and hedging efficiency.

Key-words: efficient market hypothesis (EMH) price discovery; coffee Brazil; futures markets.

1. Introdução

O café tipo arábica é um produto relevante no agronegócio brasileiro, tanto no volume de produção, como de exportação. O Brasil ocupa a primeira posição, entre os principais países produtores, na produção e exportação, produzindo, em 2009, aproximadamente 39,5 milhões de sacas, das quais 30,5 milhões exportadas (ABIC, 2010).

Tal fato implica na necessidade de tomada de decisões mais eficientes para a comercialização da safra de café brasileira. No conjunto de decisões, destaca-se a administração do risco dos preços através de operações de *hedge*, que podem ser feitas nos mercados futuros de café, no Brasil e exterior.

Com efeito, em 2009, o café arábica movimentou, na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&F-BOVESPA), um volume financeiro equivalente a US\$ 6,7 bilhões, inferior apenas ao do boi gordo, que atingiu US\$ 8,8 bilhões, superando os contratos futuros de soja, que atingiram cerca de US\$ 1,3 bilhões (BM&F-BOVESPA, 2010).

Entretanto, negocia-se o maior volume de contratos futuros de café na Intercontinental Exchange (ICE, ex-NYBOT), em Nova Iorque (EUA). Em novembro de 2010, foram operados 519.808 contratos de café arábica, equivalentes a 147 milhões de sacas de 60 kg, na ICE. No mesmo período negociou-se na BM&F-BOVESPA volume equivalente a 6,3 milhões de sacas, e no CME GROUP, em Chicago (EUA), 57 mil sacas (BM&F-BOVESPA, 2010; CME GROUP, 2010; ICE, 2010).

Ressalta-se que os mercados futuros, além da capacidade de prover mecanismos para *hedge*, exercem o papel econômico fundamental de gerar informações sobre os preços esperados para o mercado à vista, sinalizando alternativas para a descoberta de preços (*price discovery*). Nesse sentido, alguns autores avaliam a eficiência dos mercados futuros, traduzida como a capacidade desses mercados em oferecer uma estimativa não viesada dos preços à vista esperados para o futuro. Um mercado eficiente é aquele em que os preços sempre

refletem integralmente toda a informação disponível (ANDRÉ; CARMONA, 2004; FAMA, 1970).

O diferencial entre os volumes de contratos futuros de café negociados nas bolsas brasileira e americana torna necessário avaliar em qual mercado obtêm-se as informações mais eficientes para o processo de descoberta de preços da safra brasileira. A identificação do melhor processo informacional permitirá a redução do risco de preço futuro do café brasileiro, diminuindo os custos de comercialização de produtores, intermediários e processadores de café.

Neste estudo compara-se a eficiência do mercado futuro de café na BM&F e ICE, objetivando identificar onde se geram as informações mais robustas sobre os preços futuros, permitindo a melhoria das decisões no processo de comercialização da safra brasileira, particularmente o processo de descoberta de preços.

Objetiva-se responder às perguntas de análise (*survey questions*): i. qual a definição de eficiência de mercado a ser utilizada na modelagem; ii. como avaliar a eficiência do mercado futuro de café com a modelagem de co-integração de séries temporais dos preços; e, iii. qual mercado gera o preço futuro como estimador de menor viés para a safra de café brasileira.

O artigo estrutura-se em quatro seções, além da introdução. Na seção 2 é feita uma revisão sobre o conceito de eficiência em mercados futuros. Na seção seguinte é analisada a técnica de co-integração para se testar a eficiência de um mercado, com a indicação da origem dos dados e instrumentais de análise ao fim da seção. Na seção 4 são apresentados e discutidos os resultados. Por fim, na seção 5, constam o resumo e as conclusões.

2. Revisão bibliográfica

Uma das principais funções econômicas dos mercados futuros de commodities é prover informações sobre a estrutura dos preços futuros. Segundo Working (1962), os preços futuros tendem a ser estimativas altamente confiáveis do que se deve esperar baseado em informações disponíveis no presente em relação à demanda e oferta atual e futura provável. As variações de preços são primordialmente respostas de mercado apropriadas às mudanças de informações nas perspectivas de oferta e demanda.

Em Peck (1970) a autora concluiu que os preços de mercado refletem o processo de melhoria na descoberta de preços, pois as relações fundamentais

necessitam de vinculações entre os preços de diferentes períodos. O componente não-explicável da variação do preço de mercado é reduzido quando informações mais sistemáticas e fundamentais são incorporadas nos preços correntes. Os mercados futuros facilitam a especulação com preços de commodities, melhorando o conteúdo informacional dos preços.

Amado e Carmona (2004) concluíram que uma das principais funções dos mercados futuros de *commodities* é sinalizar o preço à vista em uma data futura pré-estabelecida. Tal indicação daria aos negociadores de *commodities*, principalmente aos que desejam proteção contra as oscilações de preços, os *hedgers*, a possibilidade de otimizar suas decisões quanto à produção, estoque, compra ou venda, conforme sua posição na cadeia produtiva, reduzindo o risco associado em suas atividades.

A hipótese de eficiência de mercado (HEM) tem sido pesquisada por vários autores. A abordagem inicial baseia-se em Fama (1970). Segundo o autor, um mercado eficiente é aquele em que os preços dos ativos refletem completamente as informações do mercado físico a que se vinculam. Tal fato impediria os agentes de obter lucros excessivos.

O autor classificou a eficiência de um mercado em três níveis distintos, segundo o tipo de informação refletido nos preços. Assim, a forma fraca de eficiência sinalizaria que um mercado é eficiente se refletir a informação contida apenas nos preços passados. Um investidor não obteria retornos anormais, caso baseasse sua análise no histórico de preços.

Na forma semiforte de eficiência, além do histórico de preços, as informações públicas também estariam refletidas nos preços. Portanto, investidores baseados nessas informações não obteriam lucros em excesso. A forma forte de eficiência presume que todas as informações relevantes, o que incluiria, além das citadas anteriormente as de origem privada, estariam contidas nos preços.

Assim, nenhum investidor conseguiria retornos excessivos usando qualquer fonte de informação. De acordo com Aulton *et al.* (1997), a forma fraca de eficiência é a mais testada, hipótese adotada nesta pesquisa.

Duarte *et al.* (2007) ressaltaram que uma mudança com respeito à hipótese inicial de Fama (1970) é a hipótese de existência de um prêmio de risco. Beck (1994) afirmou que a inexistência de um prêmio de risco condicionava-se à posição de agentes neutros em relação ao risco, fato que não seria observável. Dessa forma, se produtores avessos ao risco demandassem contratos futuros para proteção contra

oscilações indesejáveis de preços, haveria um prêmio ao risco, gerando vieses nos preços futuros.

Vários autores apresentaram estudos sobre a eficiência de mercados futuros. Entretanto os resultados encontrados divergem quanto à rejeição ou aceitação da HEM. Segundo Newbold *et al.* (1999b), a diferença de resultados poderia decorrer do tipo de produto, período de apuração dos dados e duração dos contratos analisados ou pela falta de atenção atribuída a aspectos institucionais.

A diferença de resultados também pode ser atribuída a questões relativas ao procedimento estatístico utilizado para o teste da HEM. Newbold *et al.* (1999a) ressaltaram a inobservância das diferenças no espaçamento temporal entre os vencimentos, decorrentes de fatores sazonais e de mercado. Beck (1994) afirmou que alguns autores rejeitaram a HEM por desconsiderarem a existência de prêmio ao risco. Ambos enfatizam que a não-observância desses fatores pode gerar conclusões equivocadas a respeito da HEM.

Zulauf e Irwin (1998) indicaram que a introdução de custos de transação implicaria em nova definição de mercado eficiente. Um mercado seria considerado eficiente com relação à informação disponibilizada em determinado momento apenas se os retornos econômicos gerados pelas operações usando a informação não excedessem os custos de transação e de aquisição da informação.

A vinculação entre a HEM e o processo de descoberta de preços foi estudada por McKenzie e Holt (2002). Usando metodologias de séries temporais, os autores avaliaram a eficiência de diversos mercados futuros agropecuários. Os resultados indicaram que os preços futuros são estimadores robustos e não-viesados dos preços a vista no longo prazo, embora existissem vieses e ineficiências no curto prazo em alguns mercados.

Garbade e Silber (1983) concluíram os mercados futuros lideravam o processo de descoberta de preços. Em geral, os mercados a vista eram dominados pelos mercados futuros, em particular os mercados para suco de laranja, milho e trigo. As novas informações eram primeiramente incorporadas aos preços futuros e depois repassadas aos preços a vista.

A principal contribuição metodológica deste estudo é a comparação da eficiência fraca entre o mercado futuro de café brasileiro e americano, identificando o processo de descoberta de preços mais robusto para a safra de café do Brasil.

3. Metodologia e dados

O presente estudo baseia-se na eficiência fraca de mercado, conforme definido por Fama (1970). O preço futuro é um estimador não viesado do preço à vista considerando apenas a informação contida nos preços passados, expresso pela equação:

$$E_t(S_T - F_{t,T}/\Phi_t) = 0 \quad (1)$$

Onde: S_T é o preço da commodity no instante da entrega, T;

$F_{t,T}$ é o preço futuro de uma commodity no instante t, cujo contrato venceria a posteriori, no instante T, o momento de entrega da commodity;

Φ_t é o conjunto de informações dos períodos anteriores, disponível no histórico de preços no instante t.

De acordo com Moosa e Al-Luoghani (1994 apud AMADO; CARMONA, 2004), a ligação entre a habilidade de atuar como estimador não viesado e a eficiência do mercado futuro ocorre porque, não havendo diferença entre o preço futuro e o preço à vista esperado para o futuro, também não existiria erro de estimação sistemático, nem tão pouca possibilidade de arbitragem sistemática. A inexistência de viés garante que os investidores não obtenham lucros sem risco, com base na utilização de dados passados da tendência de previsão.

O teste de um mercado futuro como estimador não viesado para o preço do mercado à vista possibilita concluir pela existência de um mercado eficiente e que os investidores sejam neutros ao risco. A rejeição da hipótese implica num mercado ineficiente ou na existência de um prêmio de risco.

Segundo Duarte, Lima e Alves (2007), a eficiência de um mercado futuro é analisada com base na equação:

$$S_T = \alpha + \beta F_{t,T} + \varepsilon_t \quad (2)$$

No modelo de regressão expresso pela Equação 2, a condição para um mercado futuro eficiente e seus preços sejam estimadores não viesados dos preços do mercado à vista ocorre quando os parâmetros α e β não forem significativamente diferentes de 0 e 1, respectivamente, e que os resíduos sejam ruído branco (AMADO; CARMONA, 2004; AULTON; ENNEW; RAYNER, 1997).

Segundo Duarte, Lima e Alves (2007), quando a série possui um comportamento não estacionário, caso das séries financeiras, a relação entre os preços não pode ser analisada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. A ocorrência de uma relação estatisticamente significativa, nesse caso, pode indicar a existência de uma tendência comum, originando assim uma regressão espúria.

Uma alternativa é fazer a primeira diferença das séries de preço do mercado futuro e à vista, para torná-las estacionárias, e, assim, os testes estatísticos tornassem válidos. Contudo, solucionar o problema da estacionariedade simplesmente diferenciando as séries pode gerar a perda de relação de longo prazo entre as séries, dada pelos níveis das variáveis e não pelas diferenças.

Segundo Gujarati (2003), a verificação da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo verdadeira entre as séries deve ser feita pelo teste de co-integração. A co-integração entre essas séries indicaria a existência de uma efetiva combinação linear estacionária entre os preços no mercado futuro e à vista. Aulton, Ennew e Rayner (1997) afirmam que a existência de co-integração entre duas séries de preços de uma mesma *commodity* é evidência de uma relação de longo prazo entre as mesmas e condição necessária para a eficiência de mercado.

Newbold *et al.* (1999a) ressaltaram que a co-integração é condição necessária para eficiência, mas não suficiente. Para que um mercado futuro possa ser considerado eficiente, será necessário que os parâmetros α e β sejam iguais, respectivamente, a 0 e 1.

Zulauf e Irwin (1998) constataram empiricamente que um mercado futuro pode ser eficiente de acordo com o estabelecido por Fama (1970), podendo também ter um viés de preços. A existência do viés implicava em $\alpha \neq 0$, podendo ser interpretado como uma compensação que o agente receberia pelo risco. Assim, a definição da HEM de Fama (1970) poderia ser dividida em duas versões, uma quando $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, e outra quando $\alpha \neq 0$ e $\beta = 1$.

O teste do equilíbrio da relação entre os preços do mercado à vista e do mercado futuro pode ser feito segundo o método desenvolvido por Engle e Granger (1987), devendo ser procedido estimando a Equação 2 como uma regressão de equilíbrio e testando-se a estacionariedade dos resíduos. Se forem estacionários, há uma co-integração entre as duas variáveis, ou seja, a hipótese nula de uma relação de não-equilíbrio é rejeitada. Depois, verifica-se se os resíduos são autocorrelacionados (MELO; LIMA; MORAES. 2006).

De acordo com Engle e Granger (1987), os componentes de um vetor $x_t = (n \times 1)$, $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt})$ são denominados co-integrados de ordem (d, b) , $x_t \sim CI(d, b)$, desde que obedecidas duas condições. A primeira, todos os componentes de y_t devem possuir a mesma ordem de integração, $I(d)$.

A segunda, deve existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ tenha ordem de integração inferior à verificada nas variáveis originais, ou seja, $y_t \sim I(d - b)$, com $b > 0$. O vetor β é, então, chamado de vetor de co-integração.

No entanto, uma das limitações de se trabalhar com o procedimento descrito em Engle e Granger (1987), segundo Duarte, Lima e Alves (2007), refere-se ao número de variáveis no sistema, pois quando se tem mais de duas, não seria possível identificar quais as variáveis que estariam co-integradas. Mackenzie e Holt (2002) também criticaram o teste proposto por Engle e Granger (1987) por não apresentar distribuições bem definidas.

Johansen (1988) introduziu um método que permite verificar a presença de múltiplos vetores de co-integração, ao utilizar um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). Deriva-se o teste de co-integração por meio do método de máxima verossimilhança, estimando-se os parâmetros da relação de equilíbrio entre variáveis não estacionárias, expressando, por intermédio de um vetor auto-regressivo, as possíveis interações entre os preços do mercado à vista e do mercado futuro.

Abitante (2008) ressaltou que antes de realizar o teste de co-integração, faz-se necessário verificar se as séries são estacionárias ou possuem raiz unitária. Para verificar se a séries de preços futuros e físicos são estacionárias, utilizou-se no presente estudo, o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme procedimento sequencial proposto por Enders (2004).

Segundo Cruz Júnior e Silveira (2007), o modelo de vetores auto-regressivos proposto por Johansen (1988) pode ser representado pela seguinte equação:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde: x_t é um vetor $(n \times 1)$, sendo as n variáveis integradas de mesma ordem, e com k defasagens;

A_i é a matriz de parâmetros de ordem $(n \times n)$;

ε_t é o termo errático, com $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \Omega)$.

Segundo Enders (2004), pelo Teorema da Representação de Granger, a Equação 3 pode ser expressa por meio de um vetor de correção de erros (VEC), quando $x_t \sim CI(1,1)$, obtendo-se:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde: $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^k A_i)$

$$\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$$

A matriz Π ($n \times n$) pode ser representada pelo produto de duas matrizes, onde $\Pi = \alpha \beta'$, a matriz α é formada pelos coeficientes de ajustamento e a β pelos parâmetros de co-integração, α e β têm dimensão ($n \times r$), onde r é o número de relações de longo prazo e n o número de parâmetros a serem estimado

O modelo deve ser estimado pelo método da máxima verossimilhança, com hipóteses acerca da normalidade e inexistência de autocorrelação do termo aleatório. O posto da matriz Π é igual ao número de raízes características de Π diferentes de zero, o que indica o número de vetores de co-integração. Verifica-se o número de vetores de co-integração pela análise da significância das raízes características estimadas de Π , a qual ocorrerá por meio de duas estatísticas.

A primeira é a estatística do traço ($\lambda_{traço}$), que testa a hipótese nula de existência de, no máximo, r vetores de co-integração, conforme a equação:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

A segunda é a estatística do máximo autovalor (λ_{max}), que testa a hipótese nula de existência de r vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de $r + 1$ vetores, conforme a equação:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

onde λ é o número de valores estimados de raízes características. A determinação do número de defasagens no VAR será feita pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) ou Hannan-Quinn (HQ).

No presente estudo verifica-se inicialmente a hipótese de co-integração entre as séries de preços do mercado à vista e futuro através do método introduzido por Johansen (1988). Em caso positivo, são feitos testes múltiplos sobre os parâmetros α e β da Equação 2, individualmente e em conjunto (teste da razão de verossimilhança). Observa-se que a restrição $\beta = 1$ é o indicador mais importante da eficiência de um mercado, já que α pode ser diferente de zero devido à existência de

um prêmio ao risco, mesmo na situação em que o mercado é eficiente (MELO; LIMA; MORAES, 2006).

4. Resultados e discussão

Com base em pesquisas anteriores, avalia-se neste estudo a eficiência fraca dos mercados futuros de café arábica, na BM&F-BOVESPA e ICE, em relação a três mercados à vista, representativos da produção brasileira em diversas regiões, Franca (SP), Guaxupé (MG) e Vitória da Conquista (BA). No anexo apresentam-se as séries de preços em nível utilizadas, figuras de 1 a 6.

Para as séries dos preços da BM&F-BOVESPA e dos mercados a vista de Franca (SP), Guaxupé (MG) e Vitória da Conquista (BA), Figuras 1 a 3, observa-se visualmente que o mercado físico acompanha o futuro. Na maior parte do período analisado, a base, diferencial entre o preço físico e o futuro, permaneceu negativa. No entanto, em Vitória da Conquista (BA), a base estava mais negativa na primeira metade do período, tendo ocorrido o oposto nas demais praças, Franca (SP) e Guaxupé (MG).

Com relação às séries com os preços do mercado futuro da ICE, Figuras 4 a 6, também nota-se que os preços do mercado físico acompanham mercado futuro. Entretanto, a base permaneceu positiva na maior parte do período analisado, à exceção de Vitória da Conquista (BA), onde se observa base positiva em meados de outubro de 2009.

A Figura 7 mostra o comportamento dos preços nos mercados futuros da BM&F-BOVESPA e ICE, com a finalidade de permitir uma análise visual comparativa desses dois mercados.

eficiência dos mercados futuros de café

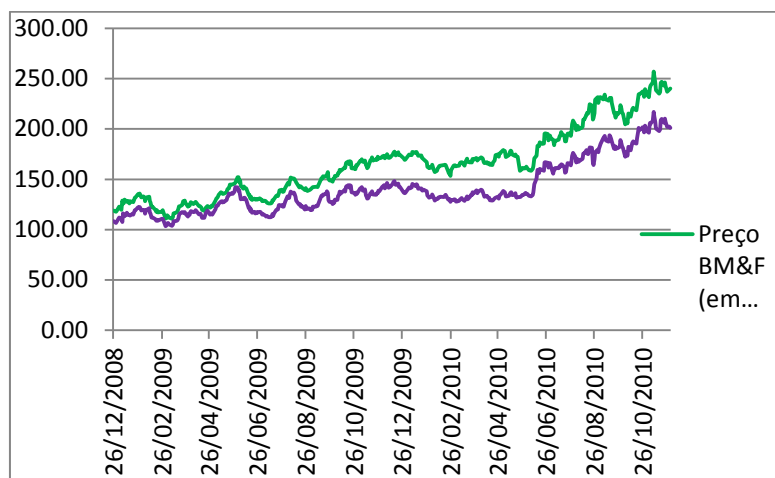


Figura 7. Série de preços, em nível, BM&F-BOVESPA – ICE

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Observa-se, no Gráfico 7, um comportamento bem similar entre os preços dos mercados futuros da BM&F-BOVESPA e ICE, com a ocorrência de um maior distanciamento a partir de junho de 2009. As Tabelas 1 e 2 mostram os resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), respectivamente, para as séries em nível e para as mesmas séries em primeira diferença:

Tabela 1. Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das séries em nível

Série	Estatística t	Valor p
BM&F	-0,230565	0,9317
ICE	-0,418881	0,9031
Franca	-0,640297	0,8585
Guaxupé	-1,118633	0,7098
Vitória da Conquista	-0,529958	0,8823

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Tabela 2. Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das séries em primeira diferença

Série	Estatística t	Valor p
BM&F	-20,87441	0,0000
ICE	-21,37532	0,0000
Franca	-17,36018	0,0000
Guaxupé	-22,00462	0,0000
Vitória da Conquista	-15,28027	0,0000

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Por intermédio do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), verificou-se que todas as séries, tanto as de preço físico, como as de preço futuro, apresentaram raiz unitária. Ou seja, todas as séries mostraram ser não estacionárias em nível. Dessa forma, procedeu-se à diferenciação de primeira ordem, verificando-se a seguir que todas as séries passaram a ser estacionárias.

Utilizou-se o procedimento de análise de co-integração, uma vez que todas as séries passaram a ser estacionárias diante de um mesmo número de diferenciações. Portanto, verificou-se que as séries de preços de café são integradas de ordem um, conforme Amado e Carmona (2004).

Melo *et al.* (2006) constataram estacionariedade nas séries em nível dos preços de café, de forma a não permitir a análise de co-integração para as mesmas. Uma possível explicação para a diferença entre os resultados alcançados pode ser dada pelo número de observações considerado, maior no estudo dos autores, e também pela fonte da informação, no caso da série de preços no mercado à vista.

As Tabelas 3 a 8, no anexo, apresentam os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor para as seis séries sob análise, os quais visam determinar o número de vetores de co-integração de cada série.

Tabela 3. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Franca

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0321	153,407	154,947	0,0527
No máximo um	0,0001	0,0597	38,415	0,8070
Teste do máximo autovalor				

eficiência dos mercados futuros de café

Nenhum*	0,0321	152,811	142,646	0,0344
No máximo um	0,0001	0,0597	38,415	0,8070

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%,

Tabela 4. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Guaxupé

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum*	0,0407	19,6477	15,4947	0,0111
No máximo um	0,0003	0,1197	3,8415	0,7294
Teste do máximo autovalor				
Nenhum*	0,0407	19,5281	14,2646	0,0067
No máximo um	0,0003	0,1197	3,8415	0,7294

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

*Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 5. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Vit. da Conquista

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0286	13,8243	15,4947	0,0879
No máximo um	0,0004	0,1982	3,8415	0,6562
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0286	13,6261	14,2646	0,0629
No máximo um	0,0004	0,1982	3,8415	0,6562

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 6. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Franca

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,01236	5,8607	15,4947	0,7119
No máximo um	8,34 E-05	0,0390	3,8415	0,8433
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,01236	5,8217	14,2646	0,6362
No máximo um	8,34 E-05	0,0390	3,8415	0,8433

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 7. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Guaxupé

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0120	5,8341	15,4947	0,7150
No máximo um	0,0004	0,1800	3,8415	0,6714
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0120	5,6541	14,2646	0,6579
No máximo um	0,0004	0,1800	3,8415	0,6714

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 8. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Vit. da Conquista

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0126	6,2251	15,4947	0,6689
No máximo um	0,0006	0,2805	3,8415	0,5964
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0126	5,9446	14,2646	0,6203
No máximo um	0,0006	0,2805	3,8415	0,5964

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

A análise de co-integração foi realizada através de procedimento de Johansen (1988), por meio de duas estatísticas distintas: a estatística do traço e a do máximo autovalor. Verifica-se o número de vetores de co-integração entre as séries de preços futuros e cada uma das séries dos três mercados a vista considerados. O número ótimo de defasagens foi obtido a partir do Critério de Informação de Schwarz (SC).

Os resultados apontaram para a rejeição da hipótese nula de ausência de vetor de co-integração entre o preço futuro da BM&F-BOVESPA e o preço físico nas três localidades consideradas, embora no caso de Vitória da Conquista (BA), em ambas as estatísticas, e de Franca (SP), no caso da estatística do traço, a rejeição tenha se dado ao nível de 10,0% de confiança.

Tal resultado está em linha com outros trabalhos. Tanto o teste de traço, como o de máximo autovalor apontaram para a não rejeição da hipótese nula de existência

de pelo menos um vetor de co-integração, existindo apenas um vetor de co-integração entre a bolsa brasileira de futuros e o mercado a vista de café no País.

No entanto, os resultados referentes à co-integração entre os preços futuros da ICE e os preços a vista das três localidades apontaram para a não-rejeição da hipótese nula de ausência de vetor de co-integração, mesmo no nível de 10,0% de confiança.

Assim, efetuou-se o passo seguinte referente ao teste de restrição dos parâmetros do vetor de co-integração, considerando apenas as séries da BM&F-BOVESPA, conforme apresentado nas tabelas 9 a 11:

Tabela 9. Parâmetros da equação de co-integração – Série BM&F-Franca

Parâmetro	Valores
β	-0,7492 (0,0405)
α	[-18,5136] -295,702

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Tabela 10. Parâmetros da equação de co-integração – Série BM&F-Guaxupé

Parâmetro	Valores
β	-0,6546 (0,0412)
α	[-15,8847] -445,531

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Tabela 11. Parâmetros da equação de co-integração – Série BM&F - Vitória da Conquista

Parâmetro	Valores
β	-11,005 (0,0671) [-16,3912]
α	295,236

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

Na análise dos parâmetros α e β da equação de co-integração, foi seguido o proposto por Duarte, Lima e Alves (2007) e Beck (1994), quanto à existência de prêmio de risco, que representa uma alteração em relação à hipótese inicial de Fama (1970), sobre a eficiência de mercados futuros. Dessa forma, não se analisou a significância do parâmetro α , mas apenas o seu sinal.

Os resultados apontaram para a existência de um prêmio ao risco negativo para Franca (SP) e Guaxupé (MG), enquanto que em Vitória da Conquista (BA), o prêmio foi positivo, o que pode ter relação com os respectivos valores obtidos para o parâmetro β . Entretanto, o teste de restrição do parâmetro β mostrou que o mesmo não é significativamente diferente de um, o que representa uma evidência da eficiência do mercado futuro da BM&F-BOVESPA em relação às três praças brasileiras.

Portanto, os resultados evidenciaram a ocorrência da forma fraca de eficiência de mercado, sendo os preços futuros de café da BM&F-BOVESPA estimadores não viesados dos preços no mercado à vista para as três localidades analisadas. Não se obtém o mesmo resultado para a ICE.

Os resultados indicam que o processo de descoberta de preços mais eficiente para o mercado de café brasileiro é obtido na BM&F-BOVESPA.

5. Resumo e conclusões

A importância relativa da safra de café para o agronegócio brasileiro implica em crescente necessidade de utilização de instrumentos de administração do risco de preço, em particular os contratos futuros. Os mercados futuros, além de prover

mecanismos de mitigação de risco, disponibilizam preços em datas futuras, que servem como *input* informacional para a descoberta de preços no mercado a vista, num processo de precificação aberto e competitivo.

Neste trabalho compara-se a eficiência informacional fraca do mercado futuro de café arábica entre a BM&F-BOVESPA e a ICE em relação a três praças representativas da produção brasileira, Franca (SP), Guaxupé (MG) e Vitória da Conquista (BA). Utilizando a modelagem de co-integração, conclui-se que a BM&F-BOVESPA é mais eficiente do que a ICE em relação ao mercado a vista de café do Brasil, durante o período analisado.

Assim, os preços dos contratos futuros de café da BM&F-BOVESPA funcionam como previsores não viesados dos preços a vista da safra brasileira, corroborando a hipótese da eficiência de mercado. A implicação principal é o impedimento dos agentes obterem lucros extraordinários através de arbitragem.

Uma das possíveis explicações para a inexistência de eficiência dos contratos futuros de café da ICE deve-se à falta de opção de entrega física do produto no Brasil, apesar dos EUA serem um dos principais destinos das exportações brasileiras.

Os resultados indicam que a BM&F-BOVESPA pode exercer destacado papel econômico na geração de informações sobre a oferta e demanda atual e provável futura da safra de café brasileira. Na medida em que a bolsa de futuros brasileira se consolide como principal fonte de informações do mercado, os agentes que atuam na cadeia de oferta de café tenderão a negociar um volume maior de contratos, atraindo novos participantes, em particular os especuladores, ocorrendo maior nível de liquidez no mercado.

Em paralelo, as decisões de comercialização da safra de café doméstica tornam-se mais eficientes utilizando as informações geradas na BM&F-BOVESPA. O *timing* ideal e o volume de operações dos agentes, produtores, firmas comerciais, tradings, processadores e exportadores podem ser calibrados a partir da sinalização dos contratos futuros de café naquela bolsa, em termos de preços e volume negociado.

Outro aspecto relevante é a qualidade e o tipo de operações de *hedge* que podem ser feitos num mercado futuro eficiente. Com efeito, a maior eficiência dos contratos de café da BM&F-BOVESPA implica em efetividade de *hedge* mais elevada, devido à alta correlação existente entre os preços a vista e futuro, ocorrendo maior redução do risco de preço. Em paralelo poderão ser feitos outros tipos de *hedge*, como o operacional, seletivo ou antecipatório.

Como futuras pesquisas sobre a temática do mercado futuro de café no Brasil sugerem-se a ampliação do período de análise, as avaliações da base, efeitos das alterações nas características dos contratos futuros, bem como da eficiência das diversas estratégias de *hedge*.

Referências Bibliográficas

- ABITANTE, K.G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. *Revista de Economia Rural*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 75-96, jan/mar 2008.
- AMADO, C.F.P.; CARMONA, C.U.M. Uma análise da eficiência dos mercados futuros agrícolas brasileiros. 4º Encontro Brasileiro de Finanças, 2004, Rio de Janeiro. **Anais...** São Paulo, Sociedade Brasileira de Finanças, 2004.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE CAFÉ. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.abic.com.br/estat_exporta_ppaises.html>. Acesso em: 2 dezembro 2010.
- AULTON, A.J.; ENNEW, C.T.; RAYNER, A.J. Efficient tests of futures markets for UK agricultural commodities. **Journal of Agricultural Economics**, Banbury, v. 48, n. 1-3, p. 408-424, Jan. 1997.
- BECK, S.E. Cointegration and market efficiency in commodity futures markets. **Applied Economics**, London, vol. 26, n. 3, p. 249-257, Mar. 1994.
- BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Mercadorias e Futuros**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/mercadorias-e-futuros.aspx?idioma=pt-br>>. Acesso em: 2 dezembro 2010.
- CAFÉ POINT. **Cotações**. Disponível em <<http://www.cafepoint.com.br/default.asp?actA=7&areaID=47&secaoID=302>>. Acesso em: 2 dezembro 2010.
- CHICAGO MERCANTILE EXCHANGE. **CME Group Monthly Volume**. Disponível em: <http://www.cmegroup.com/wrappedpages/web_monthly_report/Web_Volume_Report_CMEG.pdf>. Acesso em 2 dezembro 2010.
- CRUZ JÚNIOR, J.C.; SILVEIRA, R.L.F. Análise da eficiência, co-integração e exogeneidade nos mercados futuros de café na BM&F, NYBOT e LIFFE. In: XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2007, Londrina. **Anais...** Brasília, Sober, 2007.
- DUARTE, G.B.; LIMA, R.C.; ALVES, J.S. Co-integração e eficiência do mercado futuro da soja no Brasil. In: XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2007, Londrina. **Anais...** Brasília, Sober, 2007.
- ENDERS, W. **Applied Econometrics Time Series**. 2nd ed. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 480 p., 2004.

- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, Berkeley, v. 25, n. 2, p. 383-417, May 1970.
- GARBADE, K. D. e SILBER, W. L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 2, p. 289-297, May 1983.
- GUJARATI, D.N. **Basic econometrics**. 4.ed. New York: McGraw-Hill, 2003. 1002 p.
- INTERCONTINENTAL EXCHANGE. **Coffee C Futures – Historical Monthly Volumes**. Disponível em: <<https://www.theice.com/marketdata/reports/ReportCenter.shtml?reportId=8&productId=580&hubId=728>>. Acesso em: 2 dezembro 2010.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, Jun./Set. 1988.
- KASTENS, T.L.; SCHROEDER, T.C. A trading simulation test for weak-form efficiency in live cattle futures. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 15, n. 6, p. 649-675, Set. 1995.
- McKENZIE, A.M.; HOLT, M.T. Market efficiency in agricultural futures markets. **Applied Economics**, London, v. 34, n. 12, p. 1519-1532, 2002.
- MELO, A.S.; LIMA, R.C.; MORAES, A.S. Análise da eficiência dos mercados futuros de *commodities* agrícolas brasileiras utilizando co-integração. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza. **Anais...** Brasília, Sober, 2006.
- MORAES, A.S.; LIMA, R.C.; MELO A.S. Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 47, n. 3, p. 601-614, jul/set 2009.
- NEWBOLD, P.; RAYNER, A.J.; ENNEW, C.T.; MARROCU, E. **Futures markets efficiency: evidence from unevenly spaced contracts**. Nottingham, University of Nottingham, 1999a, 65 p. (School of Economics Discussion Paper n. 34).
- NEWBOLD, P.; RAYNER, A.J.; ENNEW, C.T.; MARROCU, E. **Testing seasonality and efficiency in commodity futures markets**. Nottingham, University of Nottingham, 1999b, 39 p. (School of Economics Discussion Paper n. 33).
- PECK, A., **Economic Role of Traditional Futures Markets**. American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington, D.C. 1970. Disponível em: http://farmdoc.illinois.edu/irwin/archive/books/Futures-Economic/Futures-Economic_chapter1.pdf . Acesso em: 01 dez 2010.
- SILVA, R. da; TAKEUCHI, R. Eficiência nos mercados de açúcar. In: 1º Workshop do Observatório do Setor Sucroalcooleiro, 2008, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto, FEA-RP, 2008.
- WORKING, H. New Concepts Concerning Futures Markets and Prices. **The American Economic Review**, v. 52, n. 3, p. 431-459, 1962.

A. H. Menegário, A. R. N. Paiva, W. A. R. de Souza, M. S. Lima e J. G. Martines Filho

ZULAUF, C.R.; IRWIN, S.H. Market efficiency and marketing to enhance income of crop producers. **Applied Economic Perspectives and Policy**, Milwaukee, v. 20, n. 2, p. 308-331, Fall/Winter 1998.

ANEXOS

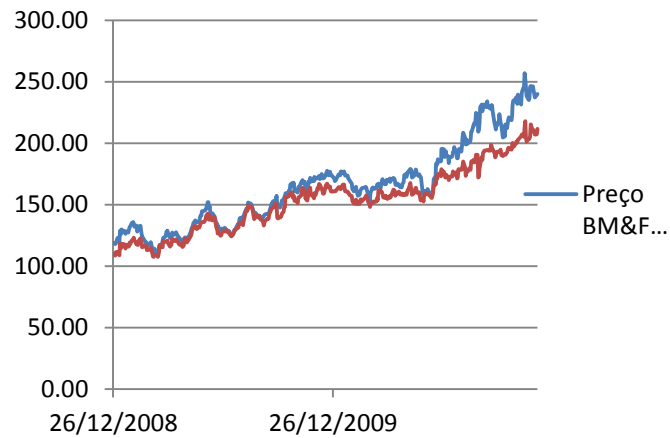


Figura 1. Série de preços, em nível, BM&F-BOVESPA – Franca (SP)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa

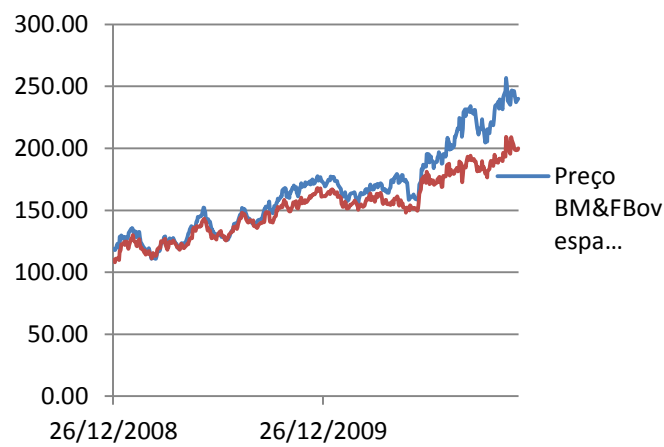


Figura 2. Série de preços, em nível, BM&F-BOVESPA – Guaxupé (MG)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa

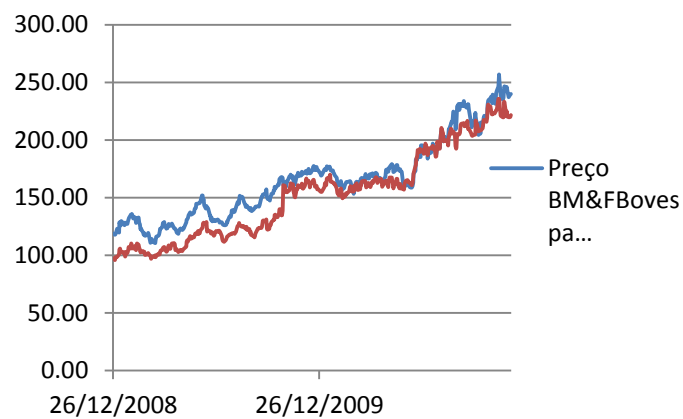


Figura 3. Série de preços, em nível, BM&F-BOVESPA – Vitória da Conquista (BA)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa

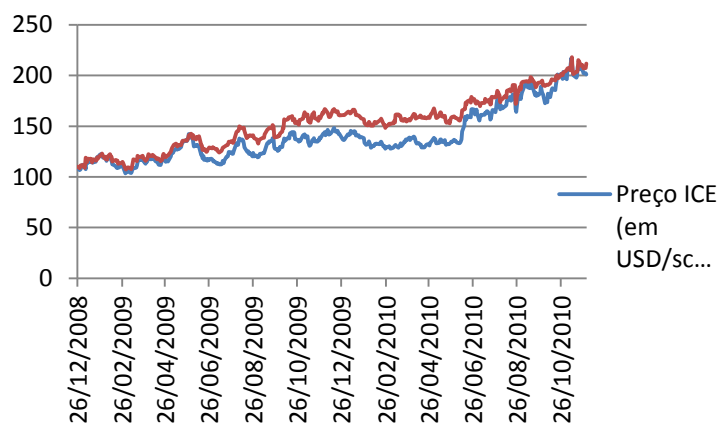


Figura 4. Série de preços, em nível, ICE – Franca (SP)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa

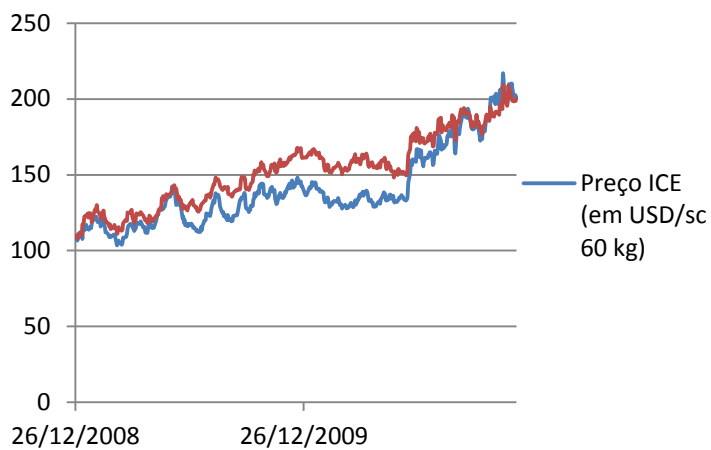


Figura 5. Série de preços, em nível, ICE – Guaxupé (MG)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa

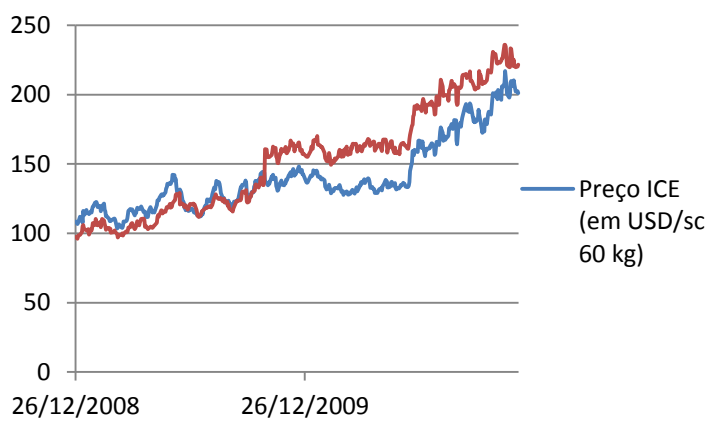


Figura 6. Série de preços, em nível, ICE – Vitória da Conquista (BA)
Fonte: elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

Tabela 3. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Franca

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0321	153,407	154,947	0,0527
No máximo um	0,0001	0,0597	38,415	0,8070
Teste do máximo autovalor				
Nenhum*	0,0321	152,811	142,646	0,0344
No máximo um	0,0001	0,0597	38,415	0,8070

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%,

Tabela 4. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Guaxupé

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum*	0,0407	196,477	154,947	0,0111
No máximo um	0,0003	0,1197	38,415	0,7294
Teste do máximo autovalor				
Nenhum*	0,0407	195,281	142,646	0,0067
No máximo um	0,0003	0,1197	38,415	0,7294

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

*Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 5. Testes do traço e do máximo autovalor – Série BM&F-Vit. da Conquista

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0286	138,243	154,947	0,0879
No máximo um	0,0004	0,1982	38,415	0,6562
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0286	136,261	142,646	0,0629
No máximo um	0,0004	0,1982	38,415	0,6562

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 6. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Franca

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,01236	58,607	154,947	0,7119
No máximo um	8,34 E-05	0,0390	38,415	0,8433
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,01236	58,217	142,646	0,6362
No máximo um	8,34 E-05	0,0390	38,415	0,8433

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 7. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Guaxupé

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0120	58,341	154,947	0,7150
No máximo um	0,0004	0,1800	38,415	0,6714
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0120	56,541	142,646	0,6579
No máximo um	0,0004	0,1800	38,415	0,6714

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Tabela 8. Testes do traço e do máximo autovalor – Série ICE-Vit. da Conquista

Hipótese nula sobre o vetor de co-integração	Autovalor	Estatística de traço ou de máximo autovalor	Valor crítico a 5,0%	Valor p
Teste do traço				
Nenhum	0,0126	62,251	154,947	0,6689
No máximo um	0,0006	0,2805	38,415	0,5964
Teste do máximo autovalor				
Nenhum	0,0126	59,446	142,646	0,6203
No máximo um	0,0006	0,2805	38,415	0,5964

Fonte: elaborado pelos autores, com dados da pesquisa.

* Denota rejeição da hipótese nula a 5,0%.

Quadro 1. Especificação dos contratos de café arábica na BM&F-BOVESPA e ICE

Item	BM&F-BOVESPA	ICE
Objeto de negociação	Café cru, em grão, de produção brasileira, <i>coffea arabica</i> , tipo 4-25 (4/5) ou melhor, bebida dura ou melhor, para entrega no Município de São Paulo, SP, Brasil	Café arábica tipo "C"
Cotação	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilos líquidos, com duas casas decimais	Centavos e centésimos de centavo, até duas casas decimais, por pound
Varição mínima de apregoação	USD0,05 (cinco centavos de dólar dos Estados Unidos da América) por saca de 60 quilos líquidos	5/100 centavo/libra, equivalente a USD18,75 por contrato
Oscilação máxima diária	Conforme estabelecida pela BM&F-BOVESPA	Não existe
Unidade de negociação	100 sacas de 60 quilos líquidos ou 6.000 quilos líquidos	37.500 pounds
Meses de vencimento	Março, maio, julho, setembro e dezembro	Março, maio, julho, setembro e dezembro
Data de vencimento e último dia de negociação	Sexto dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento. Nesse dia, não se admitirão abertura de novas posições vendidas nem operações <i>day trade</i>	Sétimo dia útil anterior ao último dia útil do mês de entrega, sendo o último dia de negociação o primeiro dia útil anterior a esse dia
Pontos de entrega	A entrega deverá ser realizada em armazéns cadastrados pela BM&F-BOVESPA. No caso de entrega em localidade diferente do Município de São Paulo, haverá dedução do custo de frete para apuração do valor de liquidação	Armazéns licenciados nos Portos do Distrito de New York, de New Orleans, Houston, Bremen/Hamburgo, Antuérpia, Miami e Barcelona** (** mediante a aplicação de um desconto de 1,25 cents/lb).
Liquidação	Entrega física	Entrega física
Origens permitidas (para entrega física)	não disponível	México, Salvador, Guatemala, Costa Rica, Nicarágua, Quênia, Nova Guiné, Panamá, Tanzânia, Uganda, Honduras e Peru. Colômbia com 200 pontos de prêmio, Burundi, Venezuela e Índia com 100 pontos de desconto, Ruanda com 300 pontos de desconto e República Dominicana e Equador com 400 pontos de desconto. A partir de março de 2013, o desconto para Ruanda será de 100 pontos, e a entrega a partir do Brasil será permitida com desconto de 900 pontos

Fonte: BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS – BM&F-BOVESPA, 2010; INTERCONTINENTAL EXCHANGE – ICE, 2010