

## FOLHA DE ROSTO

### DERIVATIVOS SOBRE COMMODITIES INFLUENCIAM A VOLATILIDADE DOS PREÇOS À VISTA? UMA ANÁLISE NOS MERCADOS DE BOI GORDO E CAFÉ ARÁBICA

#### **Autores**

Rodrigo L. F. da Silveira. Professor no IE/UNICAMP (rodrigolanna@eco.unicamp.br).

Leandro S. Maciel. Mestrando em Engenharia Elétrica - Departamento de Controle e Automação, DCA-FEEC-UNICAMP (maciel@dca.fee.unicamp.br)

Rosângela Ballini. Professora no IE/UNICAMP (ballini@eco.unicamp.br).

Departamento de Teoria Econômica, Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas. Rua Pitágoras, 65 Cidade Universitária Zeferino Vaz, CEP 13083-857 Campinas – São Paulo – Brasil

#### **RESUMO**

Além do consumo crescente de commodities observado, sobretudo, nos países emergentes, da perda do poder de compra do dólar e da elevação da oferta dos biocombustíveis, aponta-se que o movimento altista dos preços das commodities na década de 2000 pode também ser explicado pelo maior contágio dos derivativos nos seus respectivos mercados à vista. Argumenta-se ainda que esses papéis foram responsáveis por um aumento da volatilidade das cotações *spot*. Neste contexto, este trabalho avaliou a influência das negociações (volume de contratos negociados e em aberto) e da volatilidade dos preços futuros sobre a volatilidade dos preços à vista nos mercados de café arábica e de boi gordo, durante a década de 2000. Para atingir tais objetivos, foram realizados testes de causalidade de Granger e análise da decomposição da variância do erro de previsão, considerando modelos de vetores autoregressivos, além de testes de causalidade na variância, baseados na função de correlação cruzada e na idéia de multiplicador Lagrangeano. Os resultados mostraram que, em geral, durante o período considerado, variações não esperadas do volume de negociação e a variabilidade dos preços futuros alteraram o padrão de volatilidade de seus respectivos mercados à vista.

**Palavras-chave:** mercados futuros, preços, commodities, volatilidade, causalidade.

#### **ABSTRACT**

The bullish movement in commodity prices during 2000s can be explained by some factors as the growing consumption of commodities noted, especially in emerging countries, the loss of US dollar purchasing power and the increase of the biofuel supply. In addition, it was argued that this price movement was amplified by the contagion of derivatives markets. In this context, these contracts were responsible for an increase in cash price volatility. Thus, this study evaluated the influence of trading activity (volume and open interest) and futures price volatility in cash price volatility for arabica coffee and live cattle, during the 2000s. It were conducted Granger causality tests, forecast error variance decomposition, considering vector autoregression models, and tests of causality in variance, based on the cross-correlation function and on the idea of Lagrangian multiplier. The results showed that, during the period considered, in the most cases, an unexpected movement in trading volume and variability of futures prices changed the pattern of spot price volatility.

**Keywords:** futures markets, prices, commodities, volatility, causality.

**JEL Classification:** Q14, G13.

**Área ANPEC:** Área 10 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente.

# DERIVATIVOS SOBRE COMMODITIES INFLUENCIAM A VOLATILIDADE DOS PREÇOS À VISTA? UMA ANÁLISE NOS MERCADOS DE BOI GORDO E CAFÉ ARÁBICA

## 1. Introdução

A introdução e o significativo crescimento das negociações de derivativos sobre ativos financeiros e commodities, em diferentes países do mundo, têm produzido um controverso debate na literatura econômica e financeira acerca das influências destes papéis sobre as cotações nos mercados à vista.

Os contratos de derivativos, além de permitirem a realização de operações de *hedge* e diversificação de carteiras de investimento, possuem uma importante função econômica baseada na descoberta de preços<sup>1</sup>. Por um lado, argumenta-se que o processo de descoberta de preços eleva a eficiência do mercado ao tornar possível um aumento no fluxo de informações, contribuindo para uma queda na volatilidade das cotações à vista (MORGAN, 1999; SANTOS, 2002; SRINIVASAN & BHAT, 2008; DEBASISH, 2009). Os futuros e as opções, por possibilitarem alta alavancagem a custo reduzido, atraem *traders* bem informados, os quais atuavam apenas nos mercados *spot*, reduzindo a assimetria nas informações.

Por outro lado, outros trabalhos apontam para uma direção contrária, ou seja, o surgimento e a evolução dos mercados de derivativos têm sido determinantes para a desestabilização das cotações no mercado *spot* (FIGLEWSKI, 1981; STEIN, 1987). A principal razão de tal fato está associada à alta alavancagem que estes contratos permitem obter a um custo relativamente pequeno se comparado às transações à vista, o que acaba atraindo diversos tipos de especuladores, sendo parte deles dotada de poucas informações a respeito dos mercados em que estão atuando (SPYROU, 2005; DEBASISH, 2009). Conforme Urso (2007), estes últimos agentes, denominados de *noise traders*, possuem dificuldade na interpretação das oscilações nos preços, o que faz com que assumam posições de acordo com a tendência observada nas cotações, provocando uma exacerbação do movimento e conseqüente afastamento do valor justo do ativo. A elevada volatilidade nos preços futuros é, então, transmitida às cotações à vista, dado que são estritamente ligados pela possibilidade de arbitragem. Neste contexto, defende-se uma maior regulação nestes mercados visto que a ação dos especuladores torna o sistema econômico mais susceptível às crises sistêmicas. Outros autores argumentam, no entanto, que este aumento da volatilidade dos preços *spot*, com a introdução da negociação dos derivativos, está relacionado ao fato dos mercados futuros e de opções viabilizarem a chegada de uma maior quantidade de informações, existindo uma maior velocidade de processamento e de transmissão destas últimas para o mercado à vista (COX, 1976; ANTONIOU & HOLMES, 1995; ANTONIOU ET AL., 1998).

As pesquisas empíricas sobre tal tema se concentraram, em um primeiro momento, nos mercados futuros agropecuários e, a partir da década de 1970, voltaram-se aos derivativos financeiros (ações, títulos de renda fixa e moedas) dado o início a partir de então da negociação destes papéis nos mercados financeiros mundiais. No entanto, a recente alta dos preços das commodities na década de 2000 desperta o interesse novamente na análise destes produtos em um contexto em que se busca explicar as causas de tal movimento das cotações. Além do consumo crescente de commodities observado, sobretudo, nos países emergentes, da perda do poder de compra do dólar e da elevação da oferta dos biocombustíveis, aponta-se que este movimento altista pode também ser explicado pelo maior contágio dos derivativos agropecuários, de metais e de energia nos seus respectivos mercados à vista, em um processo conhecido como financeirização do mercado de commodities<sup>2</sup> (WRAY, 2009; REDRADO ET AL., 2009). Além dos

---

<sup>1</sup> A partir da oferta e demanda por contratos futuros, os preços futuros são formados, sendo estes então reflexos do consenso dos agentes de mercado sobre a cotação *spot* do ativo objeto do contrato para uma data futura. Este processo de formação dos preços é caracterizado por grande dinamismo, dado que as informações são incorporadas e processadas com grande velocidade. Dessa forma, os agentes de mercado se utilizam dos preços futuros para a formação das cotações à vista, o que acaba por permitir o planejamento estratégico da atividade.

<sup>2</sup> Processo no qual agentes especuladores, como *hedge funds*, fundos de pensão e bancos de investimento, passam a utilizar, de forma intensa, os derivativos sobre commodities como ativo em seus portfólios (UNCTAD, 2009; REDRADO ET AL., 2009).

movimentos especulativos com derivativos terem contribuído para tal alta, argumenta-se que esses papéis foram responsáveis por um aumento da volatilidade das cotações à vista (UNCTAD, 2009).

No Brasil, derivativos sobre commodities agropecuárias são negociados na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA)<sup>3</sup>. Os papéis com maior volume de negociação no segmento agropecuário são os contratos futuros de boi gordo e café arábica – em 2010, responderam por 43,25% e 24,02%, respectivamente, do total de contratos transacionados em tal segmento. Um significativo aumento das negociações vem sendo observado nestes dois mercados desde o início dos anos de 2000, com uma intensificação de tal crescimento na segunda metade desta década – enquanto em 2000, 147,5 mil e 386,9 mil futuros de boi e café foram transacionados, respectivamente, em 2010 os números saltaram para 1.153,78 mil e 640,76 mil contratos.

Diante de tal cenário, este trabalho tem o objetivo de avaliar se este aumento da negociação dos contratos futuros de boi gordo e de café, transacionados na BM&FBOVESPA teve impacto significativo na volatilidade das cotações *spot* durante a década de 2000. De forma a atingir tal objetivo, o artigo está dividido em quatro partes, além desta introdução. Na primeira seção, realiza-se uma revisão de literatura acerca do tema da pesquisa. Na segunda parte, apresenta-se a metodologia do trabalho. Em seguida, os resultados são analisados e, por fim, realizam-se as conclusões e sugestões para trabalhos futuros.

## 2. Revisão de Literatura

A influência dos mercados de derivativos sobre os preços *spot* do ativo subjacente ao contrato consiste em uma análise essencialmente empírica. Observam-se quatro técnicas distintas: i) cômputo da volatilidade dos preços à vista do ativo antes e depois da criação de seu contrato futuro ou de opções (com o uso de modelos da família ARCH/GARCH<sup>4</sup>); ii) análise da volatilidade de ações inclusas e não inclusas em índice que passou a ter futuros em negociação; iii) avaliação da causalidade entre volume de contratos negociados e a volatilidade dos preços *spot* (MAYHEW, 2000; ILLUECA & LAFUENTE, 2003 e 2008); iv) observação de causalidade entre as volatilidades dos preços futuros e *spot*. Os resultados das pesquisas são contraditórios, dado que dependem do mercado de análise, do período estudado e da técnica utilizada.

A maior parte dos estudos tem base no mercado de índices de ações. Trabalhos recentes foram realizados em mercados de diferentes países. Os resultados, em grande medida, apontam que as negociações com derivativos não desestabilizaram as cotações à vista, exemplos disso são Dawson e Staikouras (2009), Debasish (2009), Tripathy et al. (2009), Srinivasan e Bhat (2008), Kasman e Kasman (2008), Alexakis (2007), Drimbetas et al. (2007), Spyrou (2005), Bandivadekar e Ghosh (2003), Illueca e Lafuente (2003), Pilar e Rafael (2002), Bologna e Cavallo (2002) e Board et al. (2001). Por outro lado, Bae et al. (2009), Rao (2007), Zhong et al. (2004), Pok e Poshakwale (2004), Ryoo e Smith (2004) e Ahmad, Shah e Shah (2010) encontraram evidências de aumento na volatilidade das ações ou índices após a introdução dos contratos futuros<sup>5</sup>. Os mercados de títulos de renda fixa também foram objeto de análise - Staikouras (2006), Hedge (1994) Moriarty e Tosini (1985) e Figlewski (1981), bem como o mercado de moedas - Clifton (1985), Chatrath et al. (1996), Adrangi e Chatrath (1998), Brown e Cursi (2002), Jochum e Kodres (1998), Shastri et al. (1996) e Galvão et al. (2000).

---

Duas razões são apontadas para tal fato: i) a formação de preços das commodities é bem diferente da dos ativos tradicionais (como ações e títulos de renda fixa), o que leva a uma baixa correlação entre os retornos destes papéis, conferindo redução do risco da carteira; ii) tais derivativos são capazes de fornecer *hedge* contra a inflação (JENSEN ET AL., 2002).

<sup>3</sup> Contratos futuros e de opções de café arábica, milho, soja, açúcar, etanol e boi gordo são disponibilizados para negociação nesta bolsa.

<sup>4</sup> Criado por Bollerslev (1986), o modelo Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) é uma generalização do modelo Autoregressive Conditional Heteroscedasticity - ARCH, desenvolvido por Engle (1982).

<sup>5</sup> Para trabalhos anteriores à década de 2000, Mayhew (2000) realizou uma ampla revisão de literatura sobre este tema, constatando um maior número de pesquisas com resultados similares aos do primeiro grupo de autores acima citados.

Em relação às commodities, Mayhew (2000) lista as pesquisas feitas em diversos mercados, sendo que, em grande parte dos casos, houve um pequeno impacto nos preços à vista com a introdução da negociação de derivativos sobre os respectivos ativos-objetos – Tabela 1.

Tabela 1. Trabalhos com análise do impacto na volatilidade dos preços *spot* a partir do início das negociações com contratos futuros sobre commodities.

<b>Autor</b>	<b>Mercado(s)</b>	<b>Resultado(s)</b>
Emery (1896)	Algodão e Trigo	Baixo impacto
Hooker (1901)	Trigo	Baixo impacto
Working (1960)	Cebola	Baixo impacto
Gray (1968)	Cebola	Baixo impacto
Powers (1970)	Barriga de porco e boi gordo	Baixo impacto
Tomek (1971)	Trigo	Baixo impacto
Johnson (1973)	Cebola	Sem impacto
Taylor e Leuthold (1974)	Boi gordo	Baixo impacto
Brorsen et al. (1989)	Boi gordo	Alto impacto
Weaver e Banerjee (1990)	Boi gordo	Sem impacto
Antoniou e Foster (1992)	Petróleo	Sem impacto
Netz (1995)	Trigo	Baixo impacto
Kocagil (1997)	Metais	Sem impacto

Fonte: Mayhew (2000)

Poucos trabalhos recentes sobre o tema em questão foram realizados com commodities. Thraen (1998) analisou o mercado de queijo, concluindo que o mercado futuro de *cheddar cheese* da *Chicago Mercantile Exchange* (CME) não levou a um aumento da volatilidade do preço *spot*. Morgan (1999), por sua vez, observou que a introdução de futuros de batata no mercado londrino levou à redução da volatilidade dos preços desta commodity. Já Yang et al. (2005) analisaram os mercados norte-americanos de milho, soja, açúcar, trigo, algodão, boi gordo e suíno, observando, em geral, que um aumento não esperado do volume negociado de contratos futuros causa um aumento da volatilidade do preços à vista.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo são: i) preços futuros de primeiro vencimento do boi gordo e café arábica<sup>6</sup>, divulgados pela BM&FBOVESPA; ii) volume de contratos futuros negociados e volume de contratos em aberto; iii) indicadores para o mercado à vista destes dois ativos calculados pelo CEPEA/USP/ESALQ<sup>7</sup>. O período de análise para o mercado de café se dá entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010 e para o mercado de boi gordo entre janeiro de 2001<sup>8</sup> e dezembro de 2010. Os Anexos 1 e 2 apresentam tais dados.

<sup>6</sup> No mercado de boi, foi considerado o primeiro vencimento corrido. Já, no mercado de café, foram utilizados os vencimentos de setembro e dezembro, dada a ampla liquidez destes frente aos demais. Vale ainda mencionar que neste último contrato, como não existia liquidação financeira, foram computados preços até um mês antes da data de vencimento (em período anterior à data de aviso de entrega, quando diversos *traders* revertem a posição).

<sup>7</sup> Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), unidade da Universidade de São Paulo (USP).

<sup>8</sup> O início em janeiro de 2001 se deve às modificações que o contrato de boi passou a partir deste período. A unidade de cotação tornou-se em R\$/@ (ao invés de US\$/@), havendo a possibilidade de liquidação financeira no vencimento.

### 3.2. Análise da influência do mercado futuro sobre a volatilidade dos preços *spot*

A fim de analisar o impacto dos contratos futuros sobre a volatilidade dos preços à vista nos mercados de café arábica e boi gordo, o presente estudo utilizará dois métodos. O primeiro tem base na análise de causalidade entre: i) contratos negociados e volatilidade dos preços *spot*; ii) contratos em aberto e volatilidade dos preços *spot*. O segundo consiste em dois testes de causalidade entre volatilidade dos preços futuros e à vista, propostos por Cheung e Ng (1996) e Hafner e Herwartz (2006).

A volatilidade dos preços à vista será calculada mediante um GARCH (1,1), procedimento bastante comum nos trabalhos que versam sobre o tema (Yang et al., 2005). Os itens a seguir explicam com maiores detalhes os testes mencionados acima.

#### 3.2.1. Teste de causalidade entre volume de negócios e volatilidade dos preços *spot*

O primeiro método tem base em Yang et al. (2005), sendo este feito em duas etapas. A primeira consiste no cálculo da volatilidade dos preços à vista. Este será realizado a partir de um GARCH (1, 1):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (1)$$

em que,  $\alpha_1$  mede a extensão em que um choque no retorno em  $t$  afeta a volatilidade em  $t + 1$ . A soma  $(\alpha_1 + \beta_1)$  revela a medida de persistência da volatilidade, ou seja, a taxa que reflete como o impacto de um choque no retorno hoje se propaga ao longo do tempo sobre a volatilidade dos retornos futuros.

A segunda etapa é baseada no teste de causalidade entre a volatilidade dos preços a vista (*VolSpot*) e os contratos negociados e em aberto. No entanto, de acordo com Bessembinder, Chan e Seguin (1996), para avaliar o impacto da negociação de derivativos sobre a volatilidade dos preços à vista, somente o componente não esperado dos contratos negociados (*CNECN*) deve ser considerado, dado que somente este componente pode ter influência na variabilidade dos preços<sup>9</sup>. Para obtê-lo, será calculada a diferença entre o volume atual de negociação e uma média móvel do número de contratos transacionados nos 21 dias úteis anteriores. A partir destas duas variáveis, *VolSpot* e *CNECN*, será realizado o teste de causalidade de Granger<sup>10</sup> - equações (2) e (3). A mesma análise será realizada entre *VolSpot* e o componente não esperado dos contratos em aberto (*CNECA*). O objetivo é observar se mudanças em uma variável precedem alterações na outra variável ou se tais mudanças ocorrem simultaneamente.

$$VolSPot_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i VolSPot_{t-i} + \sum_{i=1}^q b_i CNECN_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$CNECN_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p c_i CNECN_{t-i} + \sum_{i=1}^q d_i VolSPot_{t-i} + v_t \quad (3)$$

em que,  $u_t$  e  $v_t$  são termos aleatórios não correlacionados. Será usada, de forma arbitrária, uma defasagem máxima igual a 20 (dado que as observações são diárias e em dias úteis).

A partir das estimações das Equações (2) e (3), serão testadas as seguintes hipóteses nulas mediante o teste de Wald com restrição de coeficientes:

$H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$ ; onde se conclui que *CNECN*<sub>*t*</sub> não Granger causa *VolSpot*<sub>*t*</sub>.

$H_0: d_1 = d_2 = \dots = d_j = 0$ ; onde se conclui que *VolSpot*<sub>*t*</sub> não Granger causa *CNECN*<sub>*t*</sub>.

<sup>9</sup> Por hipótese e seguindo a Teoria das Expectativas Racionais, as informações contidas no componente esperado do volume de contratos negociados já estão refletidas nos preços à vista.

<sup>10</sup> Vale ressaltar que um passo anterior ao teste de causalidade de Granger consiste no estudo da ordem de integração das variáveis a partir da realização de testes de raízes unitárias. Tais testes serão realizados mediante procedimento de Phillips-Perron (1988). Sendo as séries estacionárias, proceder-se-á ao teste clássico de causalidade de Granger.

$$H_0: d_1 = d_2 = \dots = d_j = 0 \text{ e } b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$$

Em complemento aos testes de causalidade de Granger, verificar-se-á a decomposição da variância do erro de previsão, como realizado em Yang et al. (2005). Tal análise possibilitará observar a intensidade da relação causal entre as variáveis, constatando a parcela que cada variável endógena possui nos erros de previsão da variável dependente. Para tanto, será estimado um modelo autoregressivo vetorial, VAR( $p$ ), o qual consiste em um sistema de equações lineares dinâmicas, em que cada variável endógena é escrita como combinação linear de suas defasagens e das defasagens das variáveis endógenas de outras equações. Tendo as variáveis o mesmo número de defasagens  $p$ , o VAR( $p$ ) pode ser representado por:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_p Z_{t-p} + \xi_t \quad (4)$$

em que  $Z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que inclui as  $n$  variáveis;  $A_i$ , com  $i = 0, 1, \dots, p$ , é a matriz dos coeficientes e  $\xi_t \approx IN(0, \Sigma_t)$  é o vetor das inovações do processo com distribuição Gaussiana de média zero e matriz de variância-covariância não-singular  $\Sigma_t$ <sup>11</sup>.

Os modelos VAR permitem capturar o efeito dinâmico das inter-relações das variáveis, possuindo um caráter simultâneo. A estimação é feita pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) em três estágios, em que: i) estima-se as equações separadamente utilizando MQO, ii) utiliza-se os resíduos do passo anterior para estimar as variâncias e covariâncias dos erros, e iii) usa-se essas estimativas das variâncias dos erros para estimar as equações conjuntamente.

Estimado o VAR, para explorar melhor as relações entre variáveis, será utilizado o modelo de decomposição da variância dos erros de previsão. Considerando ainda  $Z_t$  o vetor das variáveis em questão, seguindo um processo de médias móveis infinito, tem-se:

$$Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i \zeta_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

em que  $B$  é a matriz dos parâmetros e  $\zeta_t$  representa um processo ruído branco.

A generalização da decomposição da variância dos erros de previsão do vetor  $Z_t$  é tal que:

$$\phi_{ij}(n) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{l=1}^n (e_i' B_l \Sigma e_j)^2}{\sum_{l=1}^n (e_i' B_l \Sigma B_l' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad (6)$$

em que  $\sigma_{jj}$  é o elemento  $jj$  da matriz de variância-covariância  $\Sigma$  dos resíduos do vetor  $Z_t$ ,  $e_j$  é um vetor que associa o valor 1 a linha  $j$  e aos demais elementos o valor zero, e  $n$  é o número de passos à frente na previsão. Esse método revela o quanto uma variação em uma determinada variável econômica pode ser explicada pelos resíduos de outra variável que compõe o sistema (YANG ET AL. 2005).

### 3.2.2. Teste de causalidade na volatilidade

De forma a reforçar a análise da seção anterior, serão realizados testes baseados no conceito de causalidade na variância dos preços, desenvolvidos por Cheung e Ng (1996) e Hafner e Herwartz (2006). Tais testes serão feitos a partir dos preços observados entre 2007 e 2010, quando o volume de contratos negociados nos mercados de boi e café teve significativo crescimento<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Esse processo garante que os erros sejam i.i.d, indicando ausência de correlação serial entre os erros.

<sup>12</sup> No mercado futuro de boi, enquanto entre 2001-2006, verificou-se uma média de cerca de 210 mil contratos negociados por ano, entre 2007 e 2010, tal volume passa para mais de um milhão de contratos. Já no mercado futuro de café, verifica-se um

O método de Cheung e Ng (1996) consiste em um processo de dois estágios que avalia a função de correlação cruzada (FCC) dos quadrados dos resíduos padronizados. O primeiro estágio envolve a estimação de modelos univariados da série que respondem às variações no tempo tanto na média condicional quanto na variância condicional. O segundo estágio se baseia na construção da série dos quadrados dos resíduos padronizados proveniente da variância condicional. A FCC do quadrado dos resíduos padronizados é usada para testar a hipótese nula de não-causalidade na variância.

A partir das variâncias obtidas pelos modelos univariados, obtém-se o quadrado dos resíduos padronizados das séries dos preços *spot* e futuro,  $X_t$  e  $Y_t$ , respectivamente:

$$u_t = \frac{(x_t - \mu_{x,t})^2}{h_{x,t}} = \xi_{1t}^2 \quad (7)$$

$$v_t = \frac{(y_t - \mu_{y,t})^2}{h_{y,t}} = \xi_{2t}^2 \quad (8)$$

sendo  $\mu_{x,t}$  e  $\mu_{y,t}$  os valores médios das séries de mercado *spot* e futuro, respectivamente, e  $h_{x,t}$  e  $h_{y,t}$  as variâncias condicionais. A correlação cruzada no lag  $k$ ,  $r_{uv}(k)$ , é dada por:

$$r_{uv} = c_{uv}(k)(c_{uu}(0)c_{vv}(0))^{-1/2} \quad (9)$$

em que:  $c_{uv}(k) = T^{-1} \sum (u_t - \bar{u})(v_{t-k} - \bar{v})$ ;  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ ;  $c_{uu}(0)$  e  $c_{vv}(0)$  são variâncias de  $u$  e  $v$ , respectivamente;  $T$  é o tamanho da amostra.

O teste de Cheung e Ng (1996) é, então, baseado na avaliação da significância da FCC de  $u$  e  $v$  a fim de detectar relações causais e identificar a direção da causalidade em um segundo momento. A hipótese nula se baseia na não-causalidade das variâncias estimadas. Para o teste de causalidade no lag  $k$ , compara-se  $\sqrt{T} \hat{r}_{uv}(k)$  com uma distribuição normal padronizada.

De forma complementar, aplicar-se-á a metodologia proposta por Hafner e Herwartz (2006), a qual tem base no princípio do Multiplicador Lagrangeano (ML). Considera-se um processo estocástico  $\{\varepsilon_t \in \mathcal{R}^n, t \in \mathbb{N}\}$  estacionário, no espaço de probabilidade  $(\Omega, F, P)$ , em que  $E(\varepsilon_{it} | F_{t-1}) = 0$ . O objetivo é testar a hipótese nula,  $H_0$ , para um dado  $i, j = 1, \dots, n, i \neq j$ :

$$H_0 : Var(\varepsilon_{it} | F_{t-1}^{(j)}) = Var(\varepsilon_{it} | F_{t-1}) \quad (10)$$

sendo  $F_{t-1}^{(j)} = F_t \setminus h(\varepsilon_{jt}, \tau \leq t)$ .

A hipótese nula implica não-causalidade na variância. Ou seja, as informações da variância de outros processos estocásticos não afetam a variância do processo em questão. Para realizar o teste, considera-se:

$$\varepsilon_{it} = \xi_{it} \sqrt{h_{it}^2 g_t}, \quad g_t = 1 + z_{jt}' \pi, \quad z_{jt} = (\varepsilon_{jt-1}^2, h_{jt-1}^2) \quad (11)$$

sendo  $\xi_{it}$  o resíduo padronizado dado pelas Equações (8) e (9) e  $Var(\varepsilon_{it} | F_{t-1}) = h_{it}^2 = \alpha_0 + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}^2$ . O método utiliza, portanto, um GARCH (1,1).

Conforme Hafner e Herwartz (2006), analisando a Equação (11), uma condição suficiente para que a hipótese nula seja verdadeira é  $\pi = 0$ .

Os autores propuseram a estatística  $\lambda_{LM}$  para avaliar o teste proposto<sup>13</sup>, a qual é obtida mediante os seguintes passos: 1) estimação do GARCH (1, 1) e obtenção dos resíduos padronizados  $\xi_{it}$ , das derivadas  $x_{it}$  e da volatilidade  $x_{it}$ ; 2) regressão de  $\xi_{it}^2 - 1$  contra  $x_{it}'$ ; 3) cálculo da estatística  $\lambda_{LM}$  mediante a multiplicação entre  $N$  e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da regressão no passo anterior. Dessa forma, se o valor da estatística superar o valor crítico (obtido a partir de uma distribuição  $\chi_2^2$ ), rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade na variância. O teste é feito de forma a avaliar a causalidade em ambos os sentidos, isto é, se a variância do futuro “causa” a variância no índice à vista, e vice-versa.

## 4. Análise dos Resultados

### 4.1. Causalidade entre volume de negócios e volatilidade dos preços *spot*

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das séries de volatilidade dos preços à vista (*VolSpot*), obtida a partir de um GARCH(1,1), e do componente não esperado do volume de contratos negociados (*CNECN*) e em aberto (*CNECA*). Os Anexos 3 e 4 apresentam tais séries.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das séries de volatilidade dos preços *spot* e componente não esperado de contratos futuros negociados e em aberto de café e boi entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010.

	Café			Boi Gordo		
	<i>VolSpot</i>	<i>CNECN</i>	<i>CNECA</i>	<i>VolSpot</i>	<i>CNECN</i>	<i>CNECA</i>
Média	0,0187	2,8697	23,8072	0,000029	10,8800	40,5419
Mediana	0,0174	-159,3750	72,9750	0,000013	-60,5000	335,8500
Máximo	0,0906	15.205,40	6.393,60	0,000572	15.453,45	1.4095,00
Mínimo	0,0096	-3.410,60	-7.383,65	0,000002	-6.264,40	-22.464,50
Desvio Padrão	0,0073	1.259,20	1.559,00	0,000048	1.332,40	3.090,17
Assimetria	3,8199	1,7268	-0,2641	4,683263	1,2598	-1,4840
Curtose	28,5632	14,0912	6,7080	34,420910	15,2585	12,7770
Jarque-Bera <sup>1</sup>	80.082,5	15.181,09	1.578,17	110.815,20	16.020,76	10.679,23

<sup>1</sup> Para todas as séries avaliadas o teste Jarque-Bera indicou não-normalidade às séries.

$$^{13} \lambda_{LM} = \frac{1}{4T} \left[ \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z_{jt}' \right] V(\theta_i)^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z_{jt} \right]$$

Sendo:

$$V(\theta) = \frac{k}{4T} \left[ \sum_{t=1}^N z_{jt} z_{jt}' - \sum_{t=1}^N z_{jt} x_{jt}' \left( \sum_{t=1}^N x_{jt} x_{jt}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^N x_{jt} x_{jt}' \right]$$

Em que:

$$k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (\xi_{jt}^2 - 1)^2$$

$$x_{it} = h_{it}^{-2} (\partial h_{it}^2 / \partial \theta_i)$$

$$\theta_i = (\alpha_0, \alpha_i, \beta_i)$$

Ao realizar os testes Phillips-Perron, verificou-se que as três séries são estacionárias<sup>14</sup> – Anexo 5. Tal conclusão também foi constatada nos estudos de Bessembinder e Seguin (1992), Bessembinder, Chan e Seguin (1996) e Yang et al. (2005). Os resultados provenientes dos testes de causalidade de Granger indicaram uma bi-causalidade (no sentido de Granger) entre volatilidade dos preços *spot* (*VolSpot*) e componente não esperado do volume de contratos negociados (*CNECN*) nos mercados de café arábica e de boi gordo (Tabela 3). Tal observação também é obtida no mercado de boi gordo ao analisar volatilidade das cotações à vista e componente não esperado do volume de contratos em aberto (*CNECA*), não ocorrendo o mesmo no mercado de café.

Tabela 3. Teste de causalidade de Granger entre as variáveis: volatilidade dos preços à vista e componente não esperado de contratos futuros negociados e em aberto de café e boi gordo.

Mercado	Hipótese Nula	Estatística F					
		Lag 1	Lag 2	Lag 5	Lag 10	Lag 15	Lag 20
Café Arábica	<i>VolSpot</i> não Granger Causa <i>CNECA</i>	0,02	1,06	1,26	1,02	1,07	0,87
	<i>CNECA</i> não Granger Causa <i>VolSpot</i>	0,04	0,37	0,42	0,47	0,58	0,58
	<i>VolSpot</i> não Granger Causa <i>CNECN</i>	264,51 **	132,25**	53,91**	27,12**	17,80 **	13,76 *
	<i>CNECN</i> não Granger Causa <i>VolSpot</i>	5,63 ***	3,55***	4,46**	21,42***	16,82 ***	14,71 ***
Boi Gordo	<i>VolSpot</i> não Granger Causa <i>CNECA</i>	5,95 **	4,29 **	2,47 **	1,90 **	1,24	1,15
	<i>CNECA</i> não Granger Causa <i>VolSpot</i>	7,83 ***	5,91 ***	2,50 **	1,73 *	1,99 **	2,11 ***
	<i>VolSpot</i> não Granger Causa <i>CNECA</i>	16,49 ***	8,29 ***	6,17 ***	3,66 ***	3,15 ***	3,06 ***
	<i>CNECA</i> não Granger Causa <i>VolSpot</i>	5,70 ***	5,86 ***	4,90 ***	3,56 ***	2,83 ***	2,82 ***

\*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%

Após a execução dos testes de causalidade de Granger, realizou-se a decomposição da variância do erro de previsão. Em um primeiro momento, foi considerado um VAR a partir de dois pares de variáveis: *VolSpot* e *CNECN*; *VolSpot* e *CNECA*. No mercado de café, para os dois pares de variáveis, a partir dos critérios de informação SC (Schwarz Information Criterion), AIC (Akaike Information Criterion) e HQ (Hannan-Quinn Information Criterion), houve convergência para um VAR de ordem igual a cinco. No mercado de boi gordo, as defasagens foram iguais a cinco<sup>15</sup> para o primeiro par de variáveis e igual a um para o segundo par (Anexo 6). Quanto à determinação da ordem de entrada das variáveis no modelo VAR (da mais exógena para a mais endógena), utilizou-se o teste de causalidade de Granger. Nos dois mercados, para o primeiro par de variáveis, não se obteve um ordenamento conclusivo<sup>16</sup>. Para o segundo par, a variável mais exógena foi *VolSpot*.

A Tabela 4 mostra os resultados da decomposição da variância do erro de previsão para cinco períodos de tempo dentro de 21 dias úteis. No mercado de café, observa-se que erros de previsão da volatilidade dos preços no mercado a vista (*VolSpot*) foram atribuídos, em aproximadamente 94%, à própria volatilidade e cerca de 6% ao componente não esperado do volume negociado (*CNECN*). Ou seja, *CNECN* teve forte influência sobre *VolSpot*. Tal resultado é consistente com a causalidade de Granger. Por outro lado, *VolSpot* levou a pouca variação em *CNECN*. No mercado de boi, por sua vez, não se observou influência significativa entre as variáveis.

<sup>14</sup> Foram também realizados testes ADF (Augmented Dickey-Fuller), os quais indicaram estacionariedade em nível.

<sup>15</sup> Neste caso, não houve convergência dos critérios. Enquanto os critérios de SC e HQ apontaram para uma ordem igual a cinco e seis, respectivamente, o AIC sinalizou para uma defasagem igual a nove. Adotou-se a menor defasagem.

<sup>16</sup> Os dois possíveis ordenamentos foram realizados e os resultados se mostraram similares.

Cabe mencionar que, nos modelos VAR compostos pelas variáveis *VolSpot* e componente não esperado dos contratos em aberto (*CNECA*), os erros de previsão foram, em boa parte, explicados pela própria variável. No mercado de café, a variável *CNECA* teve efeito desprezível sobre a variação da *VolSpot* e vice-versa. Já no mercado de boi gordo, *CNECA* teve uma influência um pouco mais notória sobre a *VolSpot* (a porcentagem de variação da volatilidade *spot* explicada por *CNECA* foi maior que 1% nos *lags* superiores a 10).

Em uma segunda etapa, conforme realizado em Yang et al. (1995), incluiu-se no VAR a volatilidade dos preços futuros (*VolFut*)<sup>17</sup>, a fim de observar a robustez dos resultados obtidos até aqui. As Tabelas 5 e 6 mostram os resultados da decomposição da variância do erro de previsão, considerando análise de dois trios de variáveis, respectivamente: *VolSpot*, *VolFut* e *CNECN*; *VolSpot*, *VolFut* e *CNECA*. Nota-se que as inferências feitas a partir dos resultados do caso bivariado são próximas àquelas feitas para o caso trivariado.

Mediante a Tabela 5, verifica-se que volatilidade dos preços *spot* sofreu alta influência de *CNECN* (especialmente nos mercados de café, confirmando os resultados anteriores). Os erros de previsão da variável *VolSpot* no mercado de café arábica (boi gordo) foram atribuídos em cerca de 90% (88%) à própria volatilidade e em aproximadamente 9% (4%) ao componente não esperado do volume negociado (*CNECN*). Por outro lado, tal volatilidade *spot* levou a pouca variação de *CNECN*.

A Tabela 6, por sua vez, mostra que nos dois mercados a variável *CNECA* teve influência marginal sobre os erros de previsão de *VolSpot*, como obtido anteriormente. A influência inversa (de *VolSpot* sobre *CNECN*) também se revelou de pequena magnitude.

Em relação à volatilidade dos preços futuros (*VolFut*), cabe notar que esta teve alta influência sobre a volatilidade das cotações à vista (*VolsSpot*) somente no mercado de boi gordo - a porcentagem de variação da *VolSpot* explicada por *VolFut* foi maior que 8% nos *lags* superiores a 10. Por outro lado, quando se avalia a influência de *VolSpot* sobre *VolFut* verificam-se altas porcentagens nos dois mercados, especialmente no de café arábica.

---

<sup>17</sup> Os mesmos procedimentos de análise da ordem do VAR e do ordenamento das variáveis foram realizados, sendo os resultados bastante similares à análise bivariada.

Tabela 4. Decomposição da variância do erro de previsão – análise bivariada.

Mercado	Dia	<i>Volspot explicada por</i>		<i>CNECN explicada por</i>		<i>Volspot explicada por</i>		<i>CNECA explicada por</i>	
		<i>VolSpot</i>	<i>CNECN</i>	<i>VolSpot</i>	<i>CNECN</i>	<i>VolSpot</i>	<i>CNECA</i>	<i>VolSpot</i>	<i>CNECA</i>
Café	1	100,0000	0,0000	0,1786	99,8214	100,0000	0,0000	0,0978	99,9022
	5	93,8728	6,1272	0,4890	99,5110	99,9959	0,0041	0,0454	99,9546
	10	93,7511	6,2490	0,5536	99,4464	99,9976	0,0024	0,0980	99,9020
	15	93,7781	6,2219	0,8257	99,1743	99,9978	0,0022	0,0897	99,9103
	20	93,8076	6,1924	1,0989	98,9011	99,9977	0,0023	0,0994	99,9007
Boi	1	100,0000	0,0000	0,2419	99,7581	100,0000	0,0000	0,1121	99,8879
	5	99,2998	0,7002	0,4694	99,5306	99,7802	0,2198	0,1213	99,8787
	10	98,8825	1,1175	1,6545	98,3455	99,1617	0,8383	0,4879	99,5121
	15	98,6550	1,3450	2,5219	97,4781	98,4974	1,5026	0,8474	99,1526
	20	98,5624	1,4376	2,9136	97,0864	97,9736	2,0264	1,1062	98,8938

Tabela 5. Decomposição da variância do erro de previsão, considerando as variáveis *VolSpot*, *VolFut* e *CNECN*.

Mercado	Dia	<i>Volspot explicada por</i>			<i>VolFut explicada por</i>			<i>CNECN explicada por</i>		
		<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECN</i>	<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECN</i>	<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECN</i>
Café	1	100,0000	0,0000	0,0000	39,1736	60,8264	0,0000	0,2284	0,3324	99,4391
	5	92,1704	0,5300	7,2996	40,1056	53,6953	6,1991	0,2496	0,5099	99,2405
	10	90,7755	0,5783	8,6462	42,7722	49,6473	7,5806	0,3190	0,7202	98,9608
	15	90,3816	0,5559	9,0625	45,2575	46,5999	8,1426	0,3787	0,8460	98,7753
	20	90,2213	0,5272	9,2516	47,3507	44,1848	8,4644	0,4262	0,9152	98,6586
Boi	1	100,0000	0,0000	0,0000	0,6414	99,3586	0,0000	0,38629	0,04362	99,57009
	5	95,8386	2,2465	1,9149	5,3455	94,2027	0,4518	0,48172	1,43070	98,08757
	10	88,4797	8,1584	3,3619	12,5689	85,7445	1,6866	0,77970	2,86118	96,35912
	15	86,8398	8,9885	4,1717	15,7919	81,4409	2,7672	1,26638	3,29510	95,43852
	20	85,8595	9,4917	4,6489	18,4142	78,0297	3,5560	1,54364	3,64659	94,80976

Tabela 6. Decomposição da variância do erro de previsão, considerando as variáveis *VolSpot*, *VolFut* e *CNECA*.

Mercado	Dia	<i>Volspot explicada por</i>			<i>VolFut explicada por</i>			<i>CNECA explicada por</i>		
		<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECA</i>	<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECA</i>	<i>VolSpot</i>	<i>VolFut</i>	<i>CNECA</i>
Café	1	100,0000	0,0000	0,0000	43,0233	56,9767	0,0000	0,0747	0,1295	99,7957
	5	99,5381	0,4269	0,0350	46,6044	53,3628	0,0328	0,0143	0,2983	99,6874
	10	99,4821	0,4797	0,0382	50,0457	49,9206	0,0337	0,0098	0,5326	99,4576
	15	99,4751	0,4878	0,0371	52,8833	47,0855	0,0312	0,0127	0,7791	99,2082
	20	99,4773	0,4873	0,0354	55,1965	44,7747	0,0288	0,0194	1,0118	98,9687
Boi	1	100,0000	0,0000	0,0000	0,5421	99,4579	0,0000	0,0740	0,0078	99,9182
	5	97,2904	2,6451	0,0645	5,4493	94,2921	0,2586	0,1527	2,4849	97,3625
	10	90,3740	9,4563	0,1697	12,9369	86,5393	0,5238	0,6058	4,2620	95,1322
	15	88,5398	10,9504	0,5097	16,0076	83,5651	0,4273	0,7037	4,9482	94,3481
	20	87,1759	11,7845	1,0396	18,6075	81,0590	0,3335	0,7529	5,2932	93,9538

## 4.2. Causalidade na volatilidade entre preços *spot* e preços futuros

Avaliada a relação entre o volume de negócios e a volatilidade dos preços à vista, verificou-se a causalidade na variância, considerando as cotações à vista e futuras. Como destacado na metodologia, os testes desta seção levam em conta dados de preços de janeiro de 2007 a dezembro de 2010, uma vez que se observa neste período um forte aumento das negociações de derivativos sobre as commodities em questão.

A Tabela 5 apresenta os resultados do teste de Cheung e Ng (1996). Para o mercado de boi gordo, é verificada causalidade bi-direcional, uma vez que as estatísticas mostraram-se significativas nas defasagens positivas (futuro causa à vista) e nas defasagens negativas (à vista causa futuro). Os resultados foram semelhantes para o mercado de café, porém a persistência da relação causal é menor. Os movimentos do mercado futuro do café de um dia afetaram a variabilidade das cotações à vista do dia posterior, enquanto que o mercado à vista em  $t-2$  e  $t-3$  causou, em termos de variância, o mercado futuro em  $t^{18}$ .

Tabela 5. Teste de causalidade de Cheung e Ng (1996) entre as volatilidades à vista e futura dos contratos de café e boi entre janeiro de 2007 e dezembro de 2010.

Defasagem	Café		Boi Gordo	
	$r_{uv}(k)$	<i>p</i> -valor	$r_{uv}(k)$	<i>p</i> -valor
5	-0,0218	0,7408	0,0628 **	0,0312
4	-0,0202	0,7431	0,1065 ***	0,0008
3	0,0143	0,3356	0,0760 **	0,0120
2	0,0512 *	0,0641	0,2227 ***	0,0000
1	0,0909 ***	0,0034	0,0676 **	0,0222
0	0,4585	0,0000	0,1264	0,0001
-1	0,0428	0,1015	0,1893 ***	0,0000
-2	0,0836 ***	0,0065	0,0356	0,1452
-3	0,0891 ***	0,0041	0,1998 ***	0,0000
-4	-0,0060	0,5704	0,1553 ***	0,0000
-5	0,0044	0,4482	0,1423 ***	0,0000

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

A Tabela 6 indica os resultados do teste de Hafner e Herwartz (2006), que considera o conceito de multiplicador lagrangeano, para testar a hipótese nula de não causalidade na variância entre preços à vista e futuros. A hipótese de que o mercado futuro influi num aumento da variabilidade do mercado à vista, e vice-versa, foi confirmada pelo teste LM no mercado de boi gordo. Em termos de variância, verifica-se um movimento de causalidade bi-direcional nos mercados *spot* e futuro, confirmando as análises da Seção 4.1. Porém, no mercado de café, a relação se mostrou uniaxial do mercado à vista para o mercado futuro, rejeitando a hipótese de que a volatilidade dos preços futuros impacta a variabilidade das cotações à vista.

Tabela 6. Teste de causalidade LM para as volatilidades à vista e futura dos contratos de café e boi entre janeiro de 2007 e dezembro de 2010.

Hipóteses	Café		Boi Gordo	
	$\lambda_{LM}$	<i>p</i> -valor	$\lambda_{LM}$	<i>p</i> -valor
Futuro não causa À Vista	4,4327	0,1090	7,0021	0,0302
À Vista não causa Futuro	4,9260	0,0853	6,8326	0,0328

<sup>18</sup> No mercado de café, foram também realizados testes com preços futuros de primeiro vencimento (ao invés de considerar somente os vencimentos setembro e dezembro). Os resultados foram bastante similares.

## 5. Conclusões

As negociações de contratos de derivativos sobre ativos financeiros e commodities nos mercados globais desencadearam um controverso debate na literatura econômica e financeira acerca da influência desses papéis sobre as cotações no mercado à vista, no sentido de alterar seu padrão de volatilidade, o que pode gerar oscilações capazes de elevar o risco do sistema financeiro em geral. Dessa forma, este trabalho avaliou se o aumento das negociações dos contratos futuros de commodities, especificamente de boi gordo e café arábica, transacionados na BM&FBOVESPA, teve impacto significativo na volatilidade das cotações à vista durante a década de 2000. Para isso, avaliou-se a causalidade entre o volume de negociações desses contratos e a volatilidade dos preços *spot* por meio do teste de causalidade de Granger e da decomposição da variância do erro de previsão, utilizando modelos de vetores autoregressivos. Foram também implementados testes de causalidade na variância entre os mercados futuro e à vista, baseados na análise da função de correlação cruzada, proposto por Cheung e Ng (1996), e na consideração do conceito de multiplicador lagrangeano, desenvolvido por Hafner e Herwartz (2006).

Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram bi-causalidade entre a volatilidade dos preços à vista e o componente não esperado do volume de contratos negociados nos mercados de café arábica e de boi gordo. Considerando a decomposição da variância do erro de previsão, em um período de 21 dias úteis, observou-se que a volatilidade *spot* sofreu forte influência do componente não esperado do volume negociado, especialmente no mercado de café. Verificou-se ainda, com destaque para o mercado de boi gordo, uma elevada influência da volatilidade dos preços futuros sobre a volatilidade *spot*. Este último fato foi captado pelos testes de causalidade na variância.

Dessa forma, podemos inferir que, nos anos 2000, os mercados futuros de boi gordo e café arábica alteraram o padrão de volatilidade das suas respectivas cotações à vista, e que essa alteração é resultado do volume de negócios e do padrão de variabilidade dos mercados futuros. Extensões dessas análises podem incluir a avaliação da causalidade por meio de métodos multivariados para estimação das volatilidades, assim como considerar técnicas baseadas em funções de densidade de probabilidade para testes de hipótese de alterações de padrões.

## 8. Referências bibliográficas

- ADRANGI, B.; CHATRATH, A. Futures commitments and exchange rate volatility. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 25, n. 3, p. 501-520, 1998.
- AHMAD, H.; SHAH, S. Z. A.; SHAH, I. A. Impact of Futures Trading on Spot Price Volatility: Evidence from Pakistan. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 59, p. 145-165, 2010.
- ALEXAKIS, P. On the effect of index futures trading on stock market volatility. **International Research Journal of Finance and Economics**, v.11, p.7-20, 2007.
- ANTONIOU, A. FOSTER, A. J. The effect of futures trading on spot price volatility: evidence for Brent crude oil using GARCH. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 19, n. 4, p. 473-484, 1992.
- ANTONIOU, A.; HOLMES, P. Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures contract using GARCH. **Journal of Banking & Finance**, v.19, n.1, p.117-129, 1995.
- ANTONIOU, A.; HOLMES, P.; PRIESTLEY, R. The effects on stock index futures trading on stock index volatility: an analysis of the asymmetric response of volatility to news, **Journal of Futures Market**, v. 18, n. 2, p. 151-166, 1998.

BAE, S. C.; KWON, T. H.; PARK, J. W. Derivatives trading, volatility spillover, and regulation: evidence from the Korean securities markets. **Journal of Futures Markets**, v. 29, n. 6, p. 563–597, 2009.

BANDIVADEKAR, S.; GHOSH, S. Derivatives and volatility on Indian stock markets. **Reserve Bank of India Occasional Papers**, v. 24, n. 3, 2003.

BESSEMBINDER, H.; SEGUIN, P. Futures trading activity and stock price volatility. **Journal of Finance**, v. 47, n. 5, p. 2015-34, 1992.

BESSEMBINDER, H.; CHAN, H.; SEGUIN, P. An empirical examination of information, differences of opinion, and trading activity. **Journal of Financial Economics**, v. 40, n. 1, p. 105-134, 1996.

BOARD, J.; SANDMANN, G.; SUTCLIFFE, C. The effect of futures market volume on spot market volatility. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 28, n. 7 e 8, p. 799-819, 2001.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BOLOGNA, P.; CAVALLO, L. Does the introduction of stock index futures effectively reduce stock market volatility? Is the ‘futures effect’ immediate? Evidence from the Italian stock exchange using Garch, **Applied Financial Economics**, v. 12, n. 3, p. 183-92, 2002.

BRORSEN, B. W.; OELLERMANN, C. M.; FARRIS, P. L. The live cattle futures market and daily cash price movements. **Journal of Futures Markets**, v. 9, n. 4, p. 273-282, 1989,

BROWN, C. J.; CURCI, R. Mexican peso futures and exchange rate volatility, **Latin American Business Review**, v. 3, n. 1, p. 75-90, 2002,

CHATRATH, A.; RAMCHANDER, S.; SONG, F. The role of futures trading activity in exchange rate volatility. **Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 5, p. 561-584, 1996.

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

CLIFTON, E. V. The currency futures market and interbank foreign exchange trading. **Journal of Futures Markets**, v. 5, n. 3, p. 375-384, 1985,

COX, C. C. Futures trading and market information. **Journal of Political Economy**, v.84, n.6, p.1215-1237, 1976.

DAWSON, P.; STAIKOURAS, S. K. The impact of volatility derivatives on S&P500 volatility. **Journal of Futures Markets**, v. 29, n. 12, p. 1190-1213, 2009.

DEBASISH, S. S. Effect of futures trading on spot-price volatility: evidence for NSE Nifty using GARCH. **The Journal of Risk Finance**, v. 10, n. 1, p. 67-77, 2009.

DRIMBETAS, E.; SARIANNIDIS, N.; PORFIRIS, N. The effect of derivatives trading on volatility of the underlying asset: evidence from the Greek stock market. **Applied Financial Economics**, v. 17, n. 2, p. 139-148, 2007.

EMERY, H. C. Speculation on the stock and produce exchanges of the United States. Columbia University, New York, 1896.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

FIGLEWSKI, S. Futures trading and volatility in the GNMA market. **Journal of Finance**, v. 36, p. 445-456, 1981.

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

GRAY, R. W. Onions revisited. **Journal of Farm Economics**, v. 65, n. 2, p. 273-276, 1963.

HAFNER, C. M.; HERWARTZ, H. A Lagrange multiplier test for causality in variance. **Economics Letters**, v. 93, p. 137-141, 2006.

HEGDE, S. P. The impact of futures trading on the spot market for treasury bonds. **Financial Review**, v. 29, n. 4, p. 441-471, 1994.

HOOKER, R. H. The suspension of the Berlin produce exchange and its effect upon corn prices. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 64, n.4, p. 574-604, 1901.

ILLUECA, M.; LAFUENTE, J. A. Introducing the mini-futures contract on Ibex 35: implications for price discovery and volatility transmission. **Spanish Economic Review**, v. 10, n. 3, p. 197-219, 2008.

ILLUECA, M.; LAFUENTE, J. A. The effect of spot and futures trading on stock index market volatility: A nonparametric approach. **Journal of Futures Markets**, v. 23, n. 9, p. 841-858, 2003.

JENSEN, G. R.; JOHNSON, R. R.; MERCER, J. M. Tactical asset allocation and commodity futures. **Journal of Portfolio Management**, v. 28, n. 4, p. 100-111, 2002.

JOCHUM, C.; KODRES, L. Does the introduction of futures on emerging market currencies destabilize the underlying currencies? **IMF Staff Papers**, v. 45, n. 3, p. 486-521, 1998.

JOHNSON, A. C. Effects of futures trading on price performance in the cash onion market, 1930-68, U,S, Department of Agriculture Technical Bulletin n° 1470, Washington, 1973.

KASMAN, A.; KASMAN, S. The impact of futures trading on volatility of the underlying asset in the Turkish stock market. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 387, n. 12, p. 2837-2845, 2008.

KOCAGIL, A. E. Does futures speculation stabilize spot prices? Evidence from metals markets. **Applied Financial Economics**, v. 7, p. 115-125, 1997.

MAYHEW, S. The impact of derivatives on cash markets: what have we learned? Working paper, Department of Banking and Finance, Terry College of Business, University of Georgia, 2000,

MORGAN, C. W. Futures markets and spot price volatility: a case study. **Journal of Agricultural Economics**, v. 50, n. 2, p. 247-257, 1999.

MORIARTY, E. J.; TOSINI, P. A. Futures trading and the price volatility of GNMA certificates-further evidence. **Journal of Futures Markets**, v. 5, n. 4, p. 633-641, 1985.

NETZ, J. S. The effect of futures markets and corners on storage and spot price variability. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, n. 1, p. 182-193, 1995.

Phillips, P. C. B; Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v. 75, 335-346, 1988.

PILAR, C.; RAFAEL, S. Does derivatives trading destabilize the underlying assets? Evidence from the Spanish stock market. **Applied Economics Letters**, v. 9, n. 2, p. 107-110, 2002.

POK, W. C.; POSHAKWALE, S. The impact of futures contracts on the spot market volatility: the case of Kuala Lumpur Stock Exchange. **Applied Financial Economics**, v. 14, n. 2, p.143-154, 2004.

POWERS, M. J. Does futures trading reduce price fluctuations in the cash markets? **American Economic Review**, v. 60, n.3, p. 460-464, 1970.

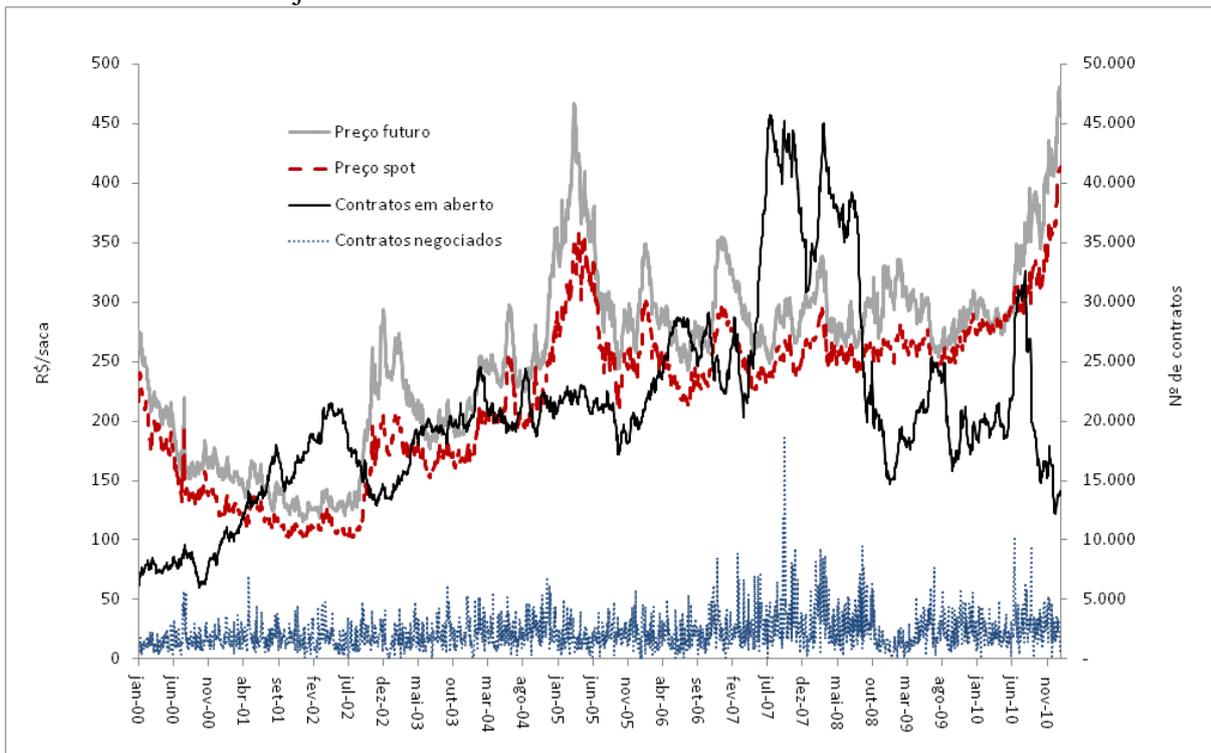
RAO, R. Impact of financial derivative products on spot market volatility: a study of Nifty. **The ICFAI Journal of Derivatives Market**, v. 4, n.1, p. 7-16, 2007.

REDRADO, M.; CARRERA, J.; BASTOURRE, D.; IBARLUCÍA, J. Financialization of commodity markets: nonlinear consequences from heterogeneous agent behavior. Working Paper 44, Banco Central de la República Argentina, 2009.

- RYOO, H-J.; SMITH, G. The impact of stock index futures on the Korean stock market. **Applied Financial Economics**, v. 14, n. 4, p. 243-251, 2004.
- SANTOS, J. Did futures markets stabilize US grain price? **Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 1, p. 25-36, 2002.
- SHASTRI, K.; SULTAN, J.; TANDON, K. The impact of the listing of options in the foreign exchange market. **Journal of International Money and Finance**, v. 15, n. 1, p. 37-64, 1996.
- SPYROU, S. I. Index futures trading and spot price volatility. **Journal of Emerging Market Finance**, v. 4, n. 2, p.151-167, 2005.
- SRINIVASAN, P.; BHAT, K. S. The impact of futures trading on the spot market volatility of selected commercial banks in India. **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, n. 14, 2008.
- STAIKOURAS, S. K. Testing the stabilisation hypothesis in the UK short-term interest rates: evidence from a GARCH-X model. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 46, n. 2, p. 169-189, 2006.
- STEIN, J. Informational externalities and welfare-reducing speculation. **Journal of Political Economy**, v. 95, p.1123-1145, 1987.
- TAYLOR, G. S.; LEUTHOLD, R. M. The influence of futures trading on cash cattle price variations. **Food Research Institute Studies**, v. 13, n. 1, p. 29-35, 1974.
- TOMEK, W. G. A note on historical wheat prices and futures trading. **Food Research Institute Studies**, v. 110, n. 1, p. 109-113, 1971.
- THRAEN, C. S. The emerging futures market for cheddar cheese: a mechanism for stability or increased spot-price volatility? Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, Chicago, IL, 1998.
- TRIPATHY, N.; RAO, S. V. R.; KANAGARAJ, A. Impact of derivatives trading on spot market volatility: an empirical study. **International Journal of Applied Decision Sciences**, v. 2, n. 2, 2009.
- UNCTAD. The financialization of commodity markets. In: Trade and Development Report, United Nations, New York and Geneva, 2009.
- URSO, F. S. P. A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação. Tese apresentada à FGV-SP, 2007.
- WEAVER, R. D., BANERJEE, A. Does futures trading destabilize cash prices? Evidence for U.S, live beef cattle. **Journal of Futures Markets**, v. 10, n. 1, p. 41-60, 1990,
- WORKING, H. Price effects of futures trading. **Food Research Institute Studies**, v. 1, n. 1, p. 3-31, 1960.
- WRAY, L. R. O novo capitalismo dos gerentes de dinheiro e a crise financeira global. **Oikos**, v. 8, n. 1, p. 19-39, 2009.
- YANG, J.; BALYEAT, R. B.; LEATHAM, D. J. Futures trading activity and commodity cash price volatility. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 32, n. 1 e 2, 2005.
- ZHONG, M.; DARRAT, A. F.; OTERO, R. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: Some evidence from Mexico. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 12, p. 3037- 3054, 2004.

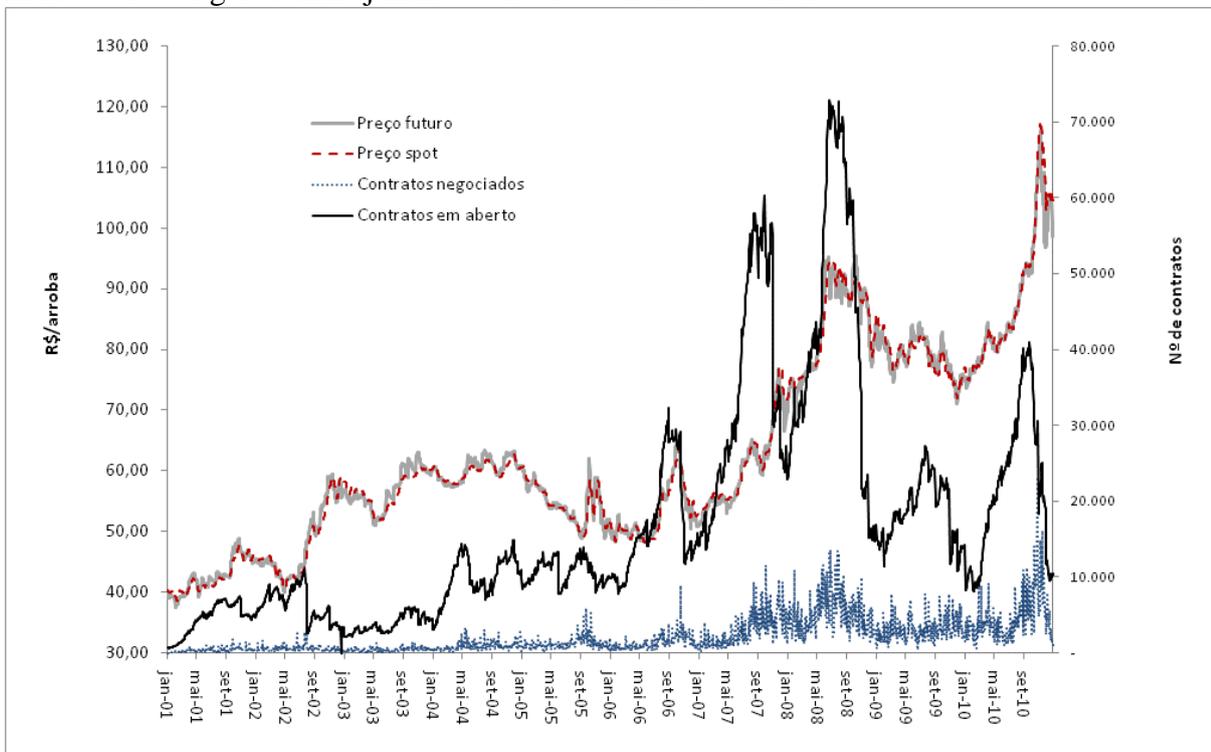
## 7. Anexos

**Anexo 1.** Evolução dos preços (à vista e futuro) e dos contratos (negociados e em aberto) no mercado de café entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010.



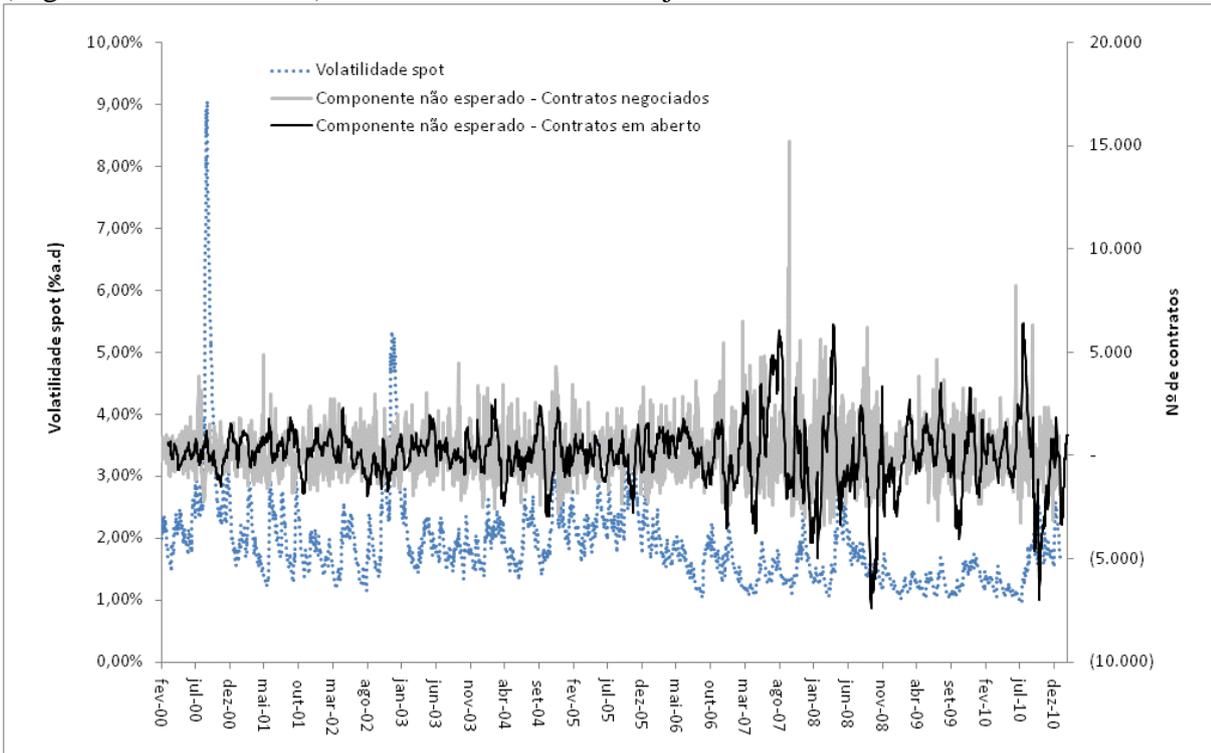
Fonte: BM&FBOVESPA

**Anexo 2.** Evolução dos preços (à vista e futuro) e dos contratos (negociados e em aberto) no mercado de boi gordo entre janeiro de 2001 e dezembro de 2010.

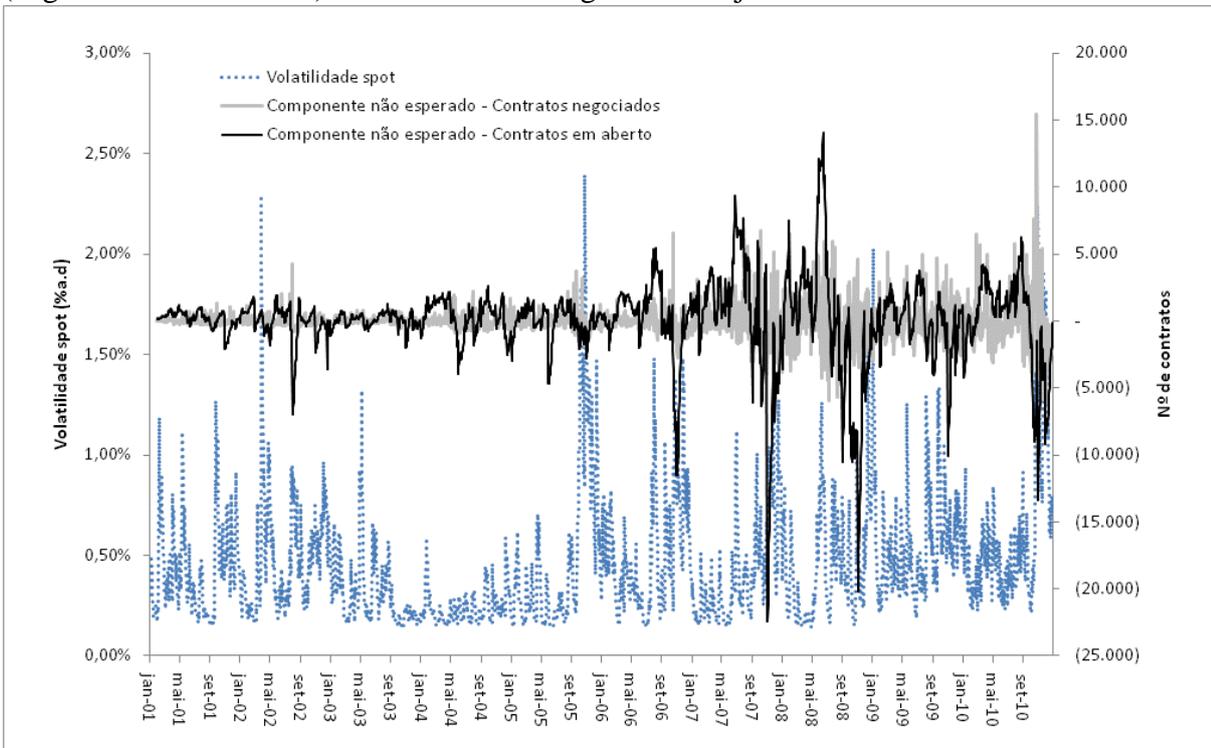


Fonte: BM&FBOVESPA

**Anexo 3.** Evolução da volatilidade no mercado à vista e do componente não esperado dos contratos (negociados e em aberto) no mercado de café entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010.



**Anexo 4.** Evolução da volatilidade no mercado à vista e do componente não esperado dos contratos (negociados e em aberto) no mercado de boi gordo entre janeiro de 2001 e dezembro de 2010.



Anexo 5. Testes de raízes unitárias para as séries de café – procedimento de Phillips-Perron\*

Mercados	Modelo	Estadística	<i>p</i> -	Estadística	<i>p</i> -	Estadística	<i>p</i> -
		estimada CNECN	valor	estimada CNECA	valor	estimada VolSpot	valor
Café	Com constante e tendência linear	-4,09	0,00	-8,35	0,00	-7,24	0,00
	Com constante	-4,09	0,00	-8,32	0,00	-6,45	0,00
	Sem termos deterministas	-4,10	0,00	-8,32	0,00	-2,34	0,02
Boi	Com constante e tendência linear	-39,31	0,00	-8,57	0,00	-13,71	0,00
	Com constante	-39,31	0,00	-8,55	0,00	-13,45	0,00
	Sem termos deterministas	-39,32	0,00	-8,55	0,00	-11,42	0,00

\* Hipótese nula: existência de uma raiz unitária

Anexo 6. Seleção do VAR – número de defasagens

Mercado	Lag	Modelo VAR com <i>VolSpot</i> e <i>CNECN</i>			Modelo VAR com <i>VolSpot</i> e <i>CNECA</i>		
		AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
Boi	0	1,7997	1,8471	0,1817	1,8311	1,8359	1,8329
	1	-1,2879	-1,2737	-1,2828	-1,7385	-1,7243*	-1,7333*
	2	-1,2963	-1,2725	-1,2876	-1,7392*	-1,7155	-1,7306
	3	-1,3070	-1,2737	-1,2949	-1,7372	-1,7040	-1,7251
	4	-1,3141	-1,2714	-1,2986	-1,7355	-1,6928	-1,7200
	5	-1,3369	-1,2846*	-1,3179	-1,7352	-1,6829	-1,7162
	6	-1,3460	-1,2843	-1,3236*	-1,7378	-1,6761	-1,7154
	7	-1,3458	-1,2746	-1,3199	-1,7370	-1,6658	-1,7111
	8	-1,3444	-1,2637	-1,3151	-1,7346	-1,6539	-1,7053
	9	-1,3490*	-1,2588	-1,3162	-1,7386	-1,6484	-1,7058
10	-1,3483	-1,2486	-1,3121	-1,7382	-1,6385	-1,7020	
Café	0	10,1183	10,1227	10,1199	10,5458	10,5502	10,5474
	1	6,7385	6,7516	6,7432	4,6149	4,6280	4,6196
	2	6,7218	6,7437	6,7297	4,5883	4,6102	4,5962
	3	6,7191	6,7498	6,7302	4,5766	4,6073	4,5877
	4	6,7158	6,7553	6,7301	4,5743	4,6137	4,5885
	5	6,6906	6,7388*	6,7080*	4,5585	4,6067*	4,5759*
	6	6,6906	6,7476	6,7112	4,5577	4,6147	4,5783
	7	6,6921	6,7579	6,7159	4,5596	4,6254	4,5834
	8	6,6923	6,7668	6,7192	4,5615	4,6360	4,5885
	9	6,6897*	6,7730	6,7199	4,5575*	4,6408	4,5876
10	6,6916	6,7837	6,7249	4,5595	4,6515	4,5928	