

FOLHA DE ROSTO

Título do artigo: Preços a vista e futuro reagem aos anúncios das estimativas de safra?
Uma análise para os mercados de café, milho e soja.

Autores:

- **Maria Sylvia M. Saes.** Professora na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP, Departamento de Administração. E-mail: ssaes@usp.br
- **Rodrigo Lanna Franco da Silveira.** Professor no Instituto de Economia da Universidade de Campinas – UNICAMP. E-mail: rodrigolanna@eco.unicamp.br
- **Paula Sarita Bigio Schnaider.** Doutoranda na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP, Departamento de Administração e bolsista FAPESP. E-mail: paula.schnaider@usp.br

RESUMO

A atuação do governo na provisão gratuita de informações agropecuárias tem como justificativa o fato destes mercados se tornarem mais competitivos e eficientes. No entanto, estas informações apenas possuem valor se exercerem influência na tomada de decisão dos agentes envolvidos na respectiva atividade econômica. Neste contexto, o valor de tais serviços públicos necessita ser reexaminado nestes últimos anos, em razão do aumento da participação do setor privado na geração e disseminação das informações em questão, do quadro de pressão orçamentária para contenção de gastos públicos federais e da relativa diminuição do grau de intervenção estatal na economia. Diante disso, este trabalho teve o objetivo de analisar o impacto do anúncio das estimativas de safra de café, milho e soja da CONAB e USDA sobre os preços a vista e futuros das respectivas commodities. A partir do uso de um modelo TARCH de volatilidade condicional, com a inserção de variáveis *dummy* para captar o efeito da divulgação das previsões de safra sobre as oscilações das cotações, verificou-se que as estimativas da CONAB não fornecem novas informações aos setores. Já os anúncios do USDA impactaram a volatilidade dos retornos futuros e a vista, exceto no mercado *spot* de milho.

Palavras-chave: estimativas de safra, volatilidade dos preços.

ABSTRACT

The role of government in the provision of free agricultural information is justified by the fact that these markets become more competitive and efficient. However, this information is only valuable if it can exert influence on the decision making of the agents involved in this economic activity. In this context, the value of such public services need to be reexamined in recent years due to increased private sector participation in the generation and dissemination of this kind of information; budget pressures to contain federal spending; and the relative decrease in the degree of state intervention in the economy. Thus, this study aimed to analyze the impact of the announcement of harvest estimates for coffee, corn and soybeans by CONAB and

USDA on futures and spot prices for these commodities. By using a THARCH model of conditional volatility, with the insertion of dummy variables to capture the effect of the disclosure of harvest forecasts on the fluctuations of these prices, it was found that the estimates of CONAB do not provide new information to the sectors. However, those of the USDA have impacted the volatility of futures and spot prices, except for the spot market for corn.

Keywords: crop reports, price volatility.

Área: Economia Agrícola e do Meio Ambiente

JEL: Q11

PREÇOS A VISTA E FUTURO REAGEM AOS ANÚNCIOS DAS ESTIMATIVAS DE SAFRA? UMA ANÁLISE PARA OS MERCADOS DE CAFÉ, MILHO E SOJA.

1. INTRODUÇÃO

A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) realiza mensalmente a divulgação de relatórios de levantamentos das safras nacionais de milho e soja. Já, para o café, tais anúncios são feitos a cada quadrimestre. Enquanto, para o caso dos grãos (milho e soja), as estimativas de produção e de área cultivada são realizadas em conjunto com agentes atuantes na cadeia produtiva nos principais municípios produtores, existindo também a execução de pesquisas de campo bimestrais; para o café, verificam-se parcerias nos estados produtores, as quais são responsáveis por prestar informações das safras, além de consultas ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para obtenção de dados dos estados que possuem menor produção.

A atuação do governo na provisão gratuita de informações agropecuárias tem como justificativa o fato destes mercados se tornarem mais competitivos e eficientes (KNUTSON ET AL., 1983; SALIN ET AL., 1998). No entanto, conforme Summer e Mueller (1989), as informações possuem valor caso estas exerçam influência na tomada de decisão dos agentes envolvidos na respectiva atividade econômica. Os autores mencionam ainda que tais serviços são efetivos se: i) forem de interesse dos *players* de mercado; ii) as decisões destes mesmos agentes ainda estiverem pendentes; iii) os dados e as análises contidas nos relatórios forem acurados; iv) não existir conhecimento da informação antes do anúncio.

Diante dos fatores acima citados, o valor dos serviços públicos em questão necessita ser reexaminado nestes últimos anos por diferentes razões. Em décadas passadas, a estimativa de safra só poderia ser realizada pelo Estado devido à pulverização dos agentes interessados, além do fato de tal informação ser um bem público, sendo não-rival e não exclusivo. Sendo assim, seria difícil para o setor privado assumir o investimento na geração destes dados. No entanto, com a concentração e a maior integração dos mercados compradores, as grandes corporações passaram a contratar empresas privadas para provisão das mais variadas informações relativas às diversas culturas existentes. Observou-se, portanto, um crescimento na participação do setor privado na geração e disseminação das informações em questão.

Além disto, pesquisas empíricas têm apontado evidências de que os dados agropecuários gerados pelo setor público não vêm impactando os mercados por não representar nova e/ou acurada informação. Em adição a este aspecto, verifica-se, de uma forma geral, um quadro de pressão orçamentária para contenção de gastos públicos federais e de relativa diminuição do grau de intervenção estatal na economia¹ de diversos países (GARCIA ET AL., 1997).

As cotações dos mais variados ativos financeiros e das commodities tendem a oscilar a partir da chegada de novas informações. No caso destes últimos, ao considerar que a formação de seus preços leva fundamentalmente em conta as condições de oferta,

¹ No Brasil, a partir das décadas de 1990, vários sistemas agroindustriais, incluindo o cafeeiro, passaram por um intenso processo de desregulamentação, diminuindo o intervencionismo estatal na agricultura. Neste quadro, políticas intervencionistas, como estabelecimento de preços mínimos e controle de estoques (cujo objetivo era de atenuar a alta sazonalidade dos preços), formuladas a partir das estimativas de safra e de estoque geradas pelo governo, perderam espaço.

os relatórios de estimativas de safra das mais variadas fontes (de empresas privadas ou de órgãos públicos) provocam reações nas cotações, desde que tais informações não sejam antecipadas. Sendo este um mercado eficiente, os preços refletirão as novas informações presentes nos relatórios (COLLING & IRWIN, 1990). Portanto, ao quantificar o volume de informação destes relatórios que é efetivamente nova, torna-se possível mensurar o valor de tais serviços de informação.

Uma série de estudos nesta temática vem sendo realizada desde a década de 1970 (MILLER, 1979), especialmente nos mercados norte-americanos, com o objetivo de mensurar o grau de resposta dos preços aos anúncios dos relatórios de previsão safra do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA). Os estudos se centraram nos mercados de animais (suínos e boi gordo) e de grãos (milho e soja). Para estes primeiros, verificam-se os trabalhos de Colling e Irwin (1990), Colling et al. (1992) e Carter e Galopin (1995) para suínos; Grunewald et al. (1993) para o boi gordo; Schroeder et al. (1990) e Isengildina et al. (2006) para ambos. Para o segundo grupo, observam-se, por exemplo, as pesquisas de Flackler (1985), Milonas (1987), McNew e Espinosa (1994), Colling et al. (1996), Fortenbery e Summer (1993), Garcia et al. (1997), McKenzie (2008) e Taylor (2012).

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar o impacto do anúncio das estimativas de safra da CONAB e do USDA sobre os preços futuros e a vista da soja, do milho e do café arábica. Busca-se, assim, avaliar o grau de resposta dos preços futuros e *spot* às informações contidas nos relatórios. Adicionalmente, a mesma análise se realiza com os anúncios da OIC (Organização Internacional do Café) para o mercado de café arábica. Com base em tais estudos, objetiva-se verificar se as estimativas de safra da CONAB fornecem novas informações ao setor em um cenário em que os agentes das diferentes cadeias obtêm dados provenientes do USDA, além de outras instituições. A pesquisa ganha relevância por ser inédita no País, além de não existirem estudos nesta temática no mercado de café.

3. METODOLOGIA

3.1. DADOS

Para a realização das análises, foram utilizados os preços futuros diários, em US\$/saca, de café arábica da BM&FBOVESPA², bem como cotações futuras de milho e soja da Chicago Mercantile Exchange (CME)³. Adicionalmente, cotações a vista das mesmas commodities foram também consideradas, sendo estas obtidas a partir dos indicadores do CEPEA/ESALQ/USP⁴. Estas últimas foram convertidas em US\$/saca, utilizando-se a taxa de câmbio divulgada pelo Banco Central do Brasil. Além disso,

² Nos preços do café arábica da BM&FBOVESPA, consideraram-se os vencimentos mais líquidos (março, setembro e dezembro). Para rolagem da posição, a troca dos contratos ocorreu no último dia do mês anterior ao vencimento. Por exemplo, para os preços dos contratos futuros do vencimento setembro de 2005 (cujo último dia de negócios ocorreu em 22/09/2005), estes foram computados até o dia 31/08/2005, considerando-se a partir de tal data as cotações futuras do vencimento dezembro de 2005.

³ No caso da soja e do milho, dada ampla liquidez dos contratos futuros da CME para os respectivos grãos, foram usados os preços no primeiro vencimento contínuo, transformando-os em cents de dólar/bushel para dólar/saca. Vale também mencionar que os contratos futuros de milho e soja da BM&FBOVESPA não foram considerados no estudo em razão da baixa liquidez no período de análise, sendo que este primeiro grão apresentaram aumento significativo nos negócios somente a partir de 2009 em virtude do lançamento do contrato com liquidação financeira em 2008.

⁴ Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP).

foram obtidas as datas de anúncios dos relatórios de estimativas de safra conforme dados divulgados pela CONAB, USDA e OIC (este último exclusivo para o café arábica) – Anexo 1. Para o café, a amostra tem base no período entre janeiro de 2004 e dezembro de 2012, enquanto, no caso do milho e da soja, os dados têm início em julho de 2004 e término em junho de 2013. Tais períodos distintos entre as commodities se justificam em função da disponibilidade de informações sobre as datas de anúncio das estimativas da safra.

3.2. MÉTODO DE ANÁLISE

A abordagem empírica se baseou na hipótese de que os preços de reserva dos participantes do mercado são definidos em função das informações de oferta e demanda do ativo. Se as informações dos relatórios de safra alteram a percepção de um número suficientemente grande de agentes do mercado, elas deverão refletir em mudanças de preço. Neste sentido, a presente pesquisa testou o impacto dos anúncios de estimativas de safra sobre a volatilidade dos retornos do café, milho e soja a partir de modelos de volatilidade condicional – da família GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedascity*), avaliando se variáveis *dummies* inseridas nas datas de anúncio foram estatisticamente significativas, conforme desenvolvido por Isengildina et al. (2006). Tal procedimento foi realizado em duas etapas, descritas a seguir.

O primeiro passo consistiu no cálculo dos retornos diários dos preços das commodities em estudo. Estes foram mensurados de duas formas, como será observado a seguir. Antes, porém, vale notar algumas questões relativas aos horários de divulgação dos relatórios de projeções de safra e dos pregões das bolsas de futuros. Os anúncios do USDA são, em geral, feitos às 12h00min (fuso horário de Washington D.C.). Com isso, considerando os fusos horários entre as diferentes praças, a divulgação destas informações ocorre durante os pregões de café da BM&FBOVESPA (9h00min - 17h00min, horário Brasília) e de grãos da CME (8h30min e 13h15min, fuso de Chicago). Já os anúncios de safra da CONAB e da OIC (para café) não possuem um horário padronizado de divulgação. Este último fato remete à necessidade de se proceder aos cálculos dos retornos dos preços futuros das seguintes maneiras:

- i. na possibilidade dos anúncios da Conab, OIC e USDA ocorrerem ao longo dos pregões das bolsas brasileira e norte-americanas, o retorno, R_{f1} , foi mensurado utilizando-se o preço de ajuste do mercado futuro em t , $PAj_{f,t}$, contra o preço de abertura em t , $PAb_{f,t}$ (equação 1);
- ii. alternativamente, considerando que a divulgação das estimativas da Conab e da OIC seja após o pregão (e do USDA ao longo das negociações, o que de fato ocorre), o retorno, R_{f2} , foi calculado a partir do preço de ajuste em t , $PAj_{f,t}$, versus preço de ajuste em $t-1$, $PAj_{f,t-1}$ (equação 2).

$$R_{f1,t} = \ln(PAj_{f,t}/PAb_{f,t}) \quad (1)$$

$$R_{f2,t} = \ln(PAj_{f,t}/PAj_{f,t-1}) \quad (2)$$

Em relação ao mercado a vista, o retorno, R_s , foi obtido a partir do indicador do CEPEA/ESALQ/USP observado em t , $P_{s,t}$, versus o indicador de $t-1$ (equação 3).

$$R_{s,t} = \ln(P_{s,t}/P_{s,t-1}) \quad (3)$$

Considerando um conjunto de estudos já realizado (PEREIRA ET AL., 2010; CAMPOS, 2007; SILVA ET AL., 2005), verifica-se que os retornos dos preços futuros e a vista de commodities agropecuárias, em geral, não seguem uma distribuição normal, dada presença de assimetria e coeficiente de curtose superior a três. Além disso, estas mesmas pesquisas apontam a existência de uma dinâmica não linear na variância. Sendo assim, os modelos da família GARCH são mais apropriados para serem aplicados a tais séries (ISENGILDINA ET AL., 2006).

A partir do fato acima apontado, utilizou-se um modelo *Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* – TARCH (1, 1) – equações (4) e (5). Este foi escolhido por captar a assimetria na volatilidade dos preços, levando em conta que os mercados reagem de forma assimétrica às boas e más notícias (ZAKOIAN, 1994; ENGLE, 2004).

$$R_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{10} \gamma_i R_{t-i} + \gamma_{11} h_t + \gamma_{12} D_{segunda} + \gamma_{13} D_{terça} + \\ + \gamma_{14} D_{quarta} + \gamma_{15} D_{quinta} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 + \theta_1 D_{segunda} + \theta_2 D_{terça} + \\ + \theta_3 D_{quarta} + \theta_4 D_{quinta} + \theta_5 D_{jan} + \theta_6 D_{fev} + \theta_7 D_{mar} + \\ + \theta_8 D_{abr} + \theta_9 D_{mai} + \theta_{10} D_{jun} + \theta_{11} D_{jul} + \\ + \theta_{12} D_{ago} + \theta_{13} D_{set} + \theta_{14} D_{out} + \theta_{15} D_{nov} + \\ + \theta_{16} D_{Conab} + \theta_{17} D_{USDA} + \theta_{18} D_{OIC} \quad (5)$$

Na equação (4) da média, o retorno foi dado por: termo constante (γ_0); retornos com defasagens de 01 a 10 dias a fim de corrigir eventual problema de autocorrelação (ISENGILDINA ET AL., 2006); volatilidade condicional (h_t) dado um conjunto de informações disponível em $t-1$ (Ω_{t-1}); termo errático ε_t , onde $\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$. Já, na equação da variância condicional (h_t^2), esta foi explicada pelas novas informações dos retornos quadráticos observados em $t-1$ (ε_{t-1}^2) e pela previsão da volatilidade realizada em $t-1$ (h_{t-1}^2). Adicionalmente, inseriu-se uma variável binária D_{t-1} , a qual assumiu valor 1 se $\varepsilon_{t-1} < 0$ e 0 se $\varepsilon_{t-1} > 0$. Com isso, enquanto o impacto na variância condicional dos choques positivos ($\varepsilon_{t-1} > 0$) foi dado por α_1 ; para os choques negativos ($\varepsilon_{t-1} < 0$), a influência foi captada por $(\alpha_1 + \alpha_2)$. Sendo α_2 estatisticamente significativo (diferente de zero), existe assimetria na volatilidade. Além disso, se $\alpha_2 > 0$, há evidência do denominado efeito alavancagem, em que uma má notícia (choque negativo) leva a uma maior volatilidade no mercado se comparado ao efeito da boa notícia. Vale observar que a soma dos coeficientes α e β indica a persistência de choques na volatilidade da série – à medida que tal soma tende a um, um dado choque no retorno leva mais tempo para se dissipar.

Cabe ressaltar que três tipos de choques externos foram considerados no modelo, sendo estes advindos: i) das mudanças nos dias da semana, as quais foram captadas por variáveis *dummy* presentes na equação da média e da variância – avaliou-se, assim, o efeito dia-da-semana, questão bastante recorrente na literatura de finanças (ELTON ET

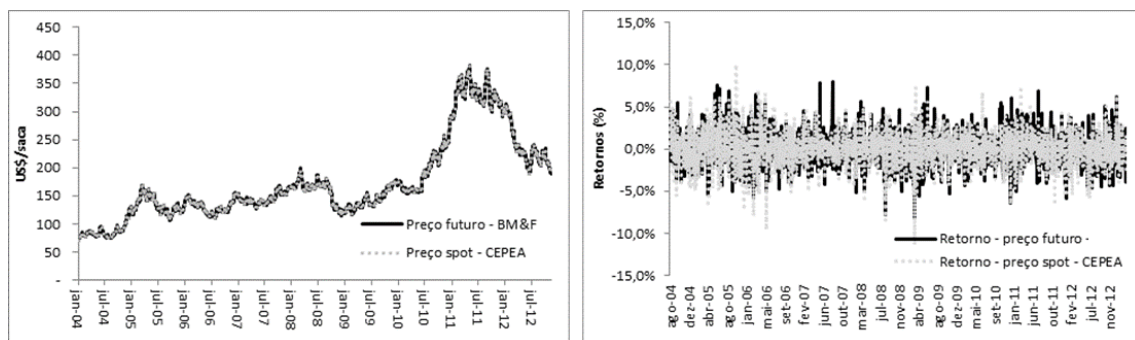
AL., 2012); ii) da sazonalidade que a cultura possui, representada por *dummies* para cada um dos meses do ano inseridas somente na equação da variância; iii) dos anúncios de estimativas de safra da CONAB, USDA e OIC (este último exclusivo do café), também representadas por *dummies*, assumindo valor igual a 1 nas datas de divulgação e 0 caso contrário, também presentes somente na equação da variância.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

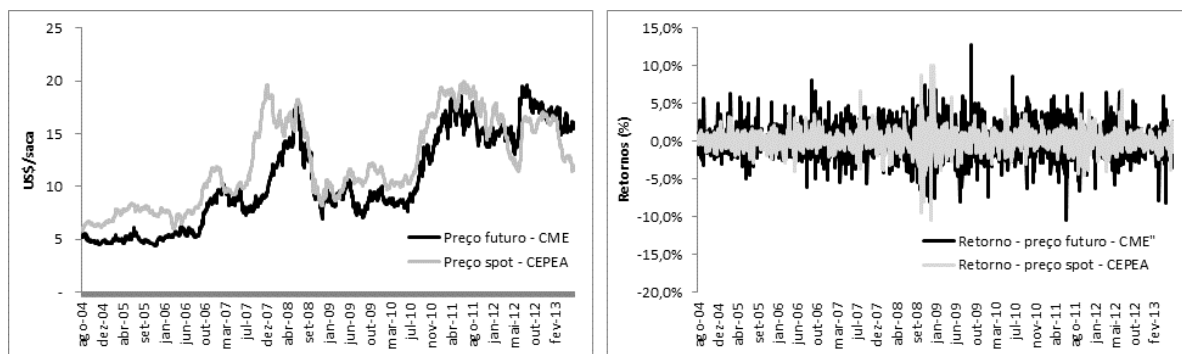
A Figura 1 apresenta a evolução das séries de preços futuros e a vista para as três commodities em estudo, bem como o comportamento dos retornos. Vale observar que as rentabilidades das cotações futuras, R_{f2} , foram obtidas mediante os preços de ajuste, de acordo com a equação (2), enquanto que os retornos a vista, R_s , seguiram o cálculo apontado pela equação (3).

As estatísticas descritivas das séries de retornos *spot*, R_s , e futuros, R_{f2} , podem ser analisadas na Tabela 1. Verifica-se a existência de elevados coeficientes de curtose (superiores a três), indicando que todas as séries são leptocúrticas e, portanto, não se distribuem normalmente. Este último fato é confirmado pelo teste de Jarque-Bera. Estes resultados estão de acordo com as análises feitas por Pereira et al. (2010) e Silva et al. (2005) para café e soja e Campos (2007) para soja, café, milho e boi gordo.

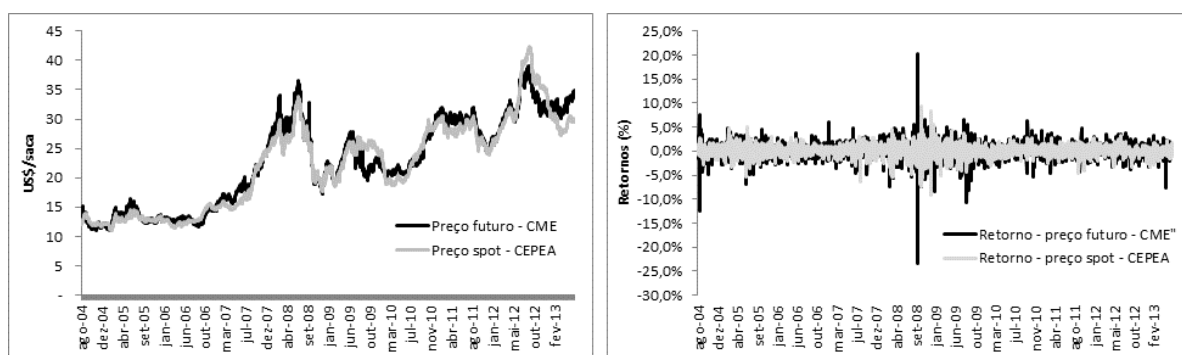
Adicionalmente, nota-se uma maior volatilidade no mercado a vista de café em relação aos mercados *spot* de milho e soja – enquanto este primeiro tem um desvio padrão diário de 2,1% a.d. (equivalente a 35,1% a.a.), os dois últimos apresentam 1,3% a.d. (20,3% a.a.). Em relação aos mercados futuros, as volatilidades são similares entre as três commodities, com medidas iguais 29% a.a. (soja) e 33% a.a. (café e milho).



(a) Café arábica



(b) Milho



(c) Soja

Figura 1. Evolução dos preços e dos retornos nos mercados futuros e *spot* entre janeiro de 2004 e dezembro de 2012 para o café arábica e entre julho de 2004 e junho de 2013 para o milho e a soja.

Fonte: CEPEA/ESALQ/USP, BM&FBOVESPA e CME.

Tabela 1. Estatísticas descritivas dos retornos dos preços futuros e a vista entre janeiro de 2004 e dezembro de 2012 para o café arábica e entre julho de 2004 e junho de 2013 para o milho e a soja.

Estatísticas	Café		Milho		Soja	
	<i>Spot</i>	Futuro	<i>Spot</i>	Futuro	<i>Spot</i>	Futuro
Média (%)	0,0116	0,00904	0,0293	0,0496	0,0391	0,0427
Mediana (%)	0,0159	-0,03	0,0000	0,0000	0,0925	0,1203
Máximo (%)	15,1612	19,1216	10,0462	12,7571	9,4187	20,3209
Mínimo (%)	-15,7506	-15,2224	-10,3877	-10,4088	-9,0925	-23,4109
Desvio Padrão (%)	2,209	2,0496	1,2807	2,0666	1,2765	1,837
Assimetria	-0,0466	0,6223	0,1109	0,0415	-0,4183	-0,8314
Curtose	7,8700	10,6503	12,9362	5,1334	8,9471	23,4789
Jarque-Bera - JB	3.152,53	7.982,55	9.371,51	432,46	3.422	40.051,36
Prob. (JB)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: resultados da pesquisa.

Ao considerar valores dos retornos em módulo, as Tabelas 2 e 3 apresentam a média das rentabilidades e da volatilidade nos mercados futuro e a vista, distinguindo as datas de anúncios da CONAB, USDA e OIC. Em relação às cotações futuras, vale lembrar que, enquanto R_{f1} foi obtido pela diferença entre os preços de ajuste e de abertura na data t , R_{f2} foi calculado a partir dos preços de ajuste observados entre t e $t-1$.

Para o café, conforme Tabela 2, verifica-se que, em geral, as médias do retorno e da volatilidade são maiores quando da divulgação das estimativas do USDA e da OIC, em detrimento da CONAB. Observa-se que, no mercado *spot* nacional, nas datas de anúncios do USDA, as médias da rentabilidade, $|R_s|$, e da volatilidade, $|R_s^2|$, são notadamente superiores em relação às demais situações.

Tabela 2. Média dos retornos (%) e da volatilidade (%), nos mercados de café, considerando preços futuros e a vista, entre 2004 e 2012.

Contrato/ Commodity	<i>n</i>	$ R_{f1} $	$ R_{f1}^2 $	$ R_{f2} $	$ R_{f2}^2 $	$ R_s $	$ R_s^2 $
Amostra total	2.200	1,3217	0,0313	1,3512	0,0333	1,4801	0,0393
Anúncios CONAB	34	1,2162	0,0233	1,2077	0,0223	1,4102	0,0320
Anúncios USDA	20	1,2638	0,0295	1,3877	0,0348	1,7125	0,0468
Anúncios OIC	105	1,2863	0,0357	1,3292	0,0375	1,3135	0,0362
Dias de anúncio	154	1,2725	0,0323	1,3198	0,0341	1,4026	0,0375
Dias sem anúncio	2.046	1,3252	0,0312	1,3534	0,0332	1,4857	0,0395

Fonte: resultados da pesquisa.

Para os mercados de grãos, ao observar a Tabela 3, é possível apontar as mesmas conclusões relativas ao café arábica: médias de retorno e de volatilidade superiores nos dias de anúncio do USDA. Tal fato é marcante quando se avaliam os retornos e volatilidades associados aos mercados futuros, $|R_f|$ e $|R_f^2|$, sendo tal padrão atenuado no mercado *spot* nacional, especialmente no mercado de milho. Este último resultado está de acordo com o fato da formação de preços do milho ocorrer no mercado interno.

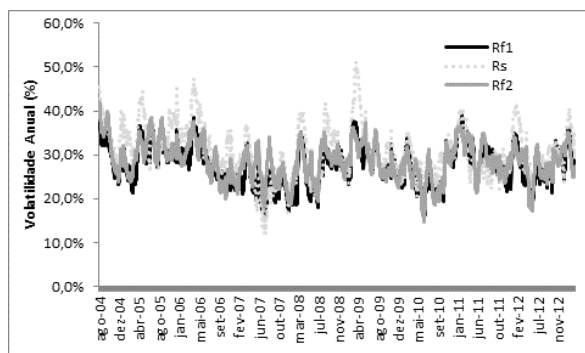
Tabela 3. Média dos retornos (%) e da volatilidade (%), nos mercados de grãos, considerando preços futuros e a vista, entre 2004 e 2013.

Contrato/ Commodity		<i>n</i>	$ \overline{R_{f1}} $	$ \overline{R_{f1}^2} $	$ \overline{R_{f2}} $	$ \overline{R_{f2}^2} $	$ \overline{R_s} $	$ \overline{R_s^2} $
Futuro de milho CME e <i>spot</i>	Amostra total	2276	1,4445	0,0372	1,5264	0,0427	0,8710	0,0164
	Anúncios CONAB	98	1,5651	0,0392	1,6307	0,0469	0,8914	0,0224
	Anúncios USDA	108	2,0644	0,0712	2,1415	0,0750	0,9292	0,0232
	Dias de anúncio	198	1,8216	0,0563	1,9017	0,0624	0,9178	0,0234
	Dias sem anúncio	2078	1,4084	0,0354	1,4904	0,0408	0,8665	0,0157
Futuro de soja CME e <i>spot</i>	Amostra total	2276	1,1990	0,0284	1,2573	0,0337	0,9052	0,0163
	Anúncios CONAB	98	1,0278	0,0207	1,1001	0,0237	0,9366	0,0175
	Anúncios USDA	108	1,7156	0,0820	1,7831	0,0914	1,0611	0,0253
	Dias de anúncio	198	1,4040	0,0546	1,4801	0,0613	1,0117	0,0222
	Dias sem anúncio	2078	1,1793	0,0258	1,2360	0,0311	0,8949	0,0157

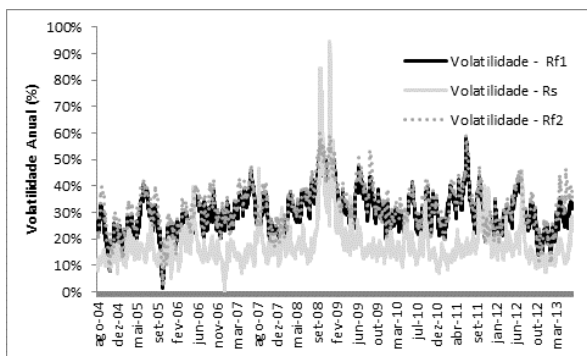
Fonte: resultados da pesquisa.

A partir dos retornos futuros e a vista, as séries de volatilidade foram obtidas por meio de um modelo TARCh (Figura 2). Como apontado na Tabela 1, o mercado de café possui um nível de volatilidade superior ao milho e à soja. Nestes últimos mercados, chamam a atenção alguns picos de volatilidade, superiores a 80% a.a., presentes no segundo semestre de 2008, quando da ocorrência da crise do *subprime*. Conforme a Figura 1, verifica-se, após consecutivas altas das cotações do milho e da soja no mercado internacional desde 2006⁵, uma forte queda na segunda metade de 2008 com posterior recuperação em 2010. No caso do café, o ano safra 2004/05 pontua o começo da recuperação dos preços do produto no mercado internacional. As cotações permaneceram em escalada até o ano cafeeiro 2010/11, quando se observa a expansão da oferta.

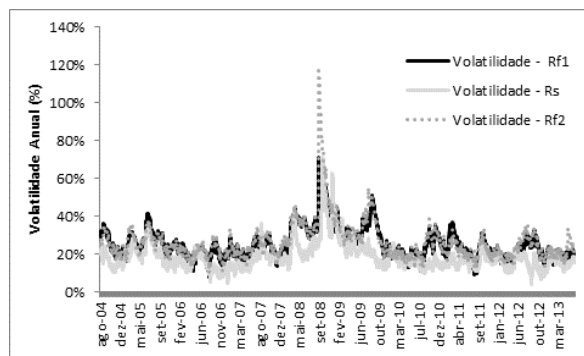
⁵ As altas observadas nos preços das commodities a partir da segunda metade da década de 2000 têm base, por um lado, em um quadro de oferta mais restritiva (devido especialmente à expansão do biocombustível obtido por grãos, como a soja e o milho, e aos eventos climáticos adversos) e de demanda aquecida (dado o crescimento da economia mundial e a queda do poder de compra da moeda norte-americana). Adicionalmente, estes anos vêm sendo marcados por uma elevação dos custos de produção em razão do aumento dos preços do petróleo, bem como por um processo denominado de financierização do mercado de commodities, em que *players* atuantes no mercado financeiro têm transacionado, de forma crescente, contratos futuros e de opções sobre commodities com o objetivo de alavancar a rentabilidade dos portfólios, bem como diversificar risco (PRATES, 2007; BLACK, 2013).



(a) Café



(b) Milho



(c) Soja

Figura 2. Evolução da volatilidade anual nos mercados futuros e *spot* entre janeiro de 2004 e dezembro de 2012 para o café arábica e entre julho de 2004 e junho de 2013 para o milho e a soja.

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações para o café arábica, considerando os mercados futuros de São Paulo, bem como o mercado *spot*. As *dummies*, que buscaram captar o efeito dia-da-semana, não possuem, de maneira geral, significância estatística, tanto na equação da média como da variância. Em relação ao efeito sazonal, as variáveis *dummy* se apresentam significativas em alguns meses da safra brasileira – maio e setembro, com valores positivos para os parâmetros, indicando aumento da volatilidade nestes períodos em relação ao mês de dezembro. Porém, a magnitude de tais coeficientes é baixa.

Em relação ao efeito dos anúncios de estimativas de safra, observa-se que as *dummies* relativas à Conab se apresentam, em geral, estatisticamente não significativas. Por outro lado, as variáveis, que buscaram captar o efeito da divulgação das estimativas do USDA e da OIC sobre a volatilidade dos preços do café, mostram-se significativas, sendo os coeficientes positivos. Assim sendo, os anúncios destas duas instituições aumentaram a variância condicional dos retornos, levando à conclusão de que fornecem nova informação aos agentes de mercado.

Vale ainda observar que o efeito alavancagem não é observado neste mercado. Além dos coeficientes associados a $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ se apresentarem negativos, não foram estatisticamente significativos (a um nível de 5% de significância). No entanto, como também constatado por Pereira et al. (2010), Silva et al. (2005) e Campos (2007), verificou-se elevada persistência de choques na volatilidade dos retornos do café, sendo os somatórios dos coeficientes superiores a 0,98.

Tabela 4. Resultados das estimações do modelo TARCH para os mercados de café.

Variável	Modelo com Rf_1		Modelo com Rf_2		Modelo com $Rspot$	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Equação da média						
C	-0,014014	0,916400	0,097713	0,485100	0,047537	0,663600
h_t	-0,001072	0,651800	-0,002464	0,331500	-0,001590	0,442500
$R1(-1)$	0,013529	0,564700	-0,002532	0,915300	-0,084946	0,000100
$R1(-2)$	0,025689	0,236300	0,009586	0,659100	-0,047788	0,028200
$R1(-3)$	0,020857	0,338800	0,018840	0,396800	0,001392	0,951300
$R1(-4)$	0,011492	0,604900	-0,012864	0,558300	-0,003527	0,875900
$R1(-5)$	0,038425	0,092400	0,050791	0,029000	0,025179	0,259200
$R1(-6)$	0,038531	0,091100	0,030966	0,178100	0,000628	0,977900
$R1(-7)$	0,005077	0,823700	0,006036	0,793000	0,015096	0,503700
$R1(-8)$	-0,022058	0,344000	-0,021937	0,350700	-0,007877	0,731300
$R1(-9)$	0,027264	0,220600	0,005942	0,787900	0,009888	0,645800
$R1(-10)$	-0,015823	0,492900	-0,021461	0,337600	0,022114	0,338600
$D(segunda)$	0,000842	0,484500	0,000497	0,686500	-0,000759	0,559600
$D(terça)$	0,004084	0,000600	0,003852	0,001600	0,002835	0,028100
$D(quarta)$	0,001240	0,305400	0,000791	0,534600	0,002460	0,054200
$D(quinta)$	0,001240	0,299900	0,000904	0,463500	0,001666	0,199800
Equação da variância						
C	0,000017	0,200800	0,000014	0,344000	-0,000015	0,372500
ε_{t-1}^2	0,018158	0,001000	0,014550	0,002800	0,020663	0,001300
$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$	-0,009419	0,083400	-0,006056	0,250900	-0,003297	0,660900
Garch(-1)	0,974718	0,000000	0,974137	0,000000	0,965375	0,000000
$D(segunda)$	-0,000005	0,837800	-0,000004	0,872800	0,000055	0,044800
$D(terça)$	-0,000040	0,060700	-0,000039	0,111800	-0,000013	0,627200
$D(quarta)$	-0,000022	0,240200	-0,000018	0,363500	0,000010	0,669200
$D(quinta)$	-0,000021	0,309300	-0,000019	0,380600	0,000019	0,496500
$D(janeiro)$	-0,000003	0,535200	0,000001	0,834100	-0,000004	0,433900
$D(fevereiro)$	0,000006	0,150700	0,000020	0,000000	0,000007	0,176700
$D(março)$	-0,000001	0,835900	-0,000003	0,505900	0,000002	0,740700
$D(abril)$	0,000000	0,988000	0,000005	0,308600	0,000000	0,957700
$D(maio)$	0,000005	0,215700	0,000011	0,023000	0,000011	0,043600
$D(junho)$	-0,000005	0,292300	-0,000001	0,905300	-0,000010	0,051500
$D(julho)$	0,000001	0,862100	0,000003	0,579300	0,000005	0,377800
$D(agosto)$	-0,000002	0,707300	0,000010	0,022300	0,000001	0,908400
$D(setembro)$	0,000016	0,000600	0,000015	0,001800	0,000021	0,001000
$D(outubro)$	-0,000005	0,292900	-0,000002	0,641000	0,000002	0,699300
$D(novembro)$	-0,000003	0,606700	0,000011	0,043800	-0,000009	0,170500
CONAB	-0,000044	0,154800	-0,000070	0,040100	-0,000024	0,538800
USDA	0,000108	0,001300	0,000105	0,002900	0,000139	0,001500
OIC	0,000058	0,007400	0,000011	0,625500	0,000075	0,004400

Em relação ao milho, conforme a Tabela 5, em geral, não se observa efeito dia da semana. Quanto à sazonalidade, algumas *dummies* se apresentam significativas, porém os baixos valores para os coeficientes, como observado para o café. Neste mercado, os anúncios do USDA impactam a variância dos preços da CME, porém não é possível detectar a influência sobre as oscilações das cotações praticadas no mercado nacional, reforçando o fato de que esta cultura possui formação de preços no mercado interno. Em relação à divulgação das estimativas de safra da CONAB, estas não influenciam a volatilidade no mercado futuro da CME e no mercado *spot* brasileiro.

Já, no mercado de soja, verifica-se efeito dia-da-semana (Tabela 6). As *dummies* para os primeiros dias da semana, na equação da variância, são significativas e com coeficientes negativos. Ou seja, existe evidência da ocorrência de uma menor volatilidade no início da semana frente ao seu fechamento na sexta-feira. Porém, a magnitude dos coeficientes é baixa. Em relação ao efeito sazonal, novamente, algumas variáveis se apresentam estatisticamente significativas, possuindo, no entanto, pequena magnitude.

Cabe ressaltar que, nestes dois últimos mercados, além da alta persistência dos choques sobre a volatilidade (como também observado no café), constata-se a presença do efeito alavancagem. Com isso, choques negativos têm maior influência frente aos choques positivos sobre a volatilidade dos retornos, o que eleva ainda mais a demora do processo de reversão à média para a variância no caso em que $\varepsilon_{t-1} < 0$.

Tabela 5. Resultados das estimações do modelo TARCH para os mercados de milho.

Variável	Modelo com Rf_1		Modelo com Rf_2		Modelo com $Rspot$	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Equação da média						
C	0,030916	0,569700	0,099511	0,075400	0,018027	0,785100
h_t	0,000111	0,927800	-0,001593	0,225400	0,000407	0,545400
$R1(-1)$	0,041411	0,055800	0,022564	0,290100	0,149344	0,000000
$R1(-2)$	-0,008590	0,693300	-0,038551	0,075500	0,040082	0,086900
$R1(-3)$	0,022766	0,309000	0,007494	0,746500	0,098875	0,000000
$R1(-4)$	-0,017373	0,414200	-0,006723	0,759300	0,065489	0,004600
$R1(-5)$	-0,011961	0,560000	-0,013338	0,534600	0,071559	0,002100
$R1(-6)$	0,012025	0,584400	-0,025602	0,256100	0,016519	0,464400
$R1(-7)$	0,001705	0,936000	0,002115	0,923000	0,022007	0,326900
$R1(-8)$	0,000079	0,997100	-0,006628	0,770800	-0,001361	0,953000
$R1(-9)$	0,036255	0,089700	0,007434	0,732800	0,035580	0,101300
$R1(-10)$	0,043178	0,040300	0,033260	0,120100	0,014237	0,482300
$D(segunda)$	-0,001190	0,277800	-0,000483	0,678900	-0,000972	0,120200
$D(terça)$	-0,000534	0,629000	0,000191	0,872100	-0,000506	0,410200
$D(quarta)$	0,000038	0,973000	0,000696	0,544700	-0,000500	0,439100
$D(quinta)$	-0,000558	0,617400	0,000315	0,785500	-0,000497	0,419600
Equação da variância						
C	0,000029	0,022700	0,000028	0,052700	-0,000019	0,000000
ε_{t-1}^2	0,028230	0,000200	0,027460	0,000300	0,098842	0,000000
$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$	0,032162	0,002300	0,032927	0,002100	0,068720	0,000600
Garch(-1)	0,930191	0,000000	0,927820	0,000000	0,829906	0,000000
$D(segunda)$	-0,000053	0,017100	-0,000034	0,144900	0,000033	0,000000
$D(terça)$	-0,000028	0,124500	-0,000023	0,282600	0,000024	0,001800
$D(quarta)$	-0,000027	0,242000	-0,000023	0,337500	0,000028	0,000700
$D(quinta)$	-0,000017	0,396200	-0,000015	0,531300	0,000019	0,008900
$D(janeiro)$	-0,000008	0,080500	-0,000019	0,000000	0,000006	0,000000
$D(fevereiro)$	-0,000001	0,725200	-0,000006	0,150100	0,000005	0,000200
$D(março)$	0,000005	0,170700	0,000004	0,328300	0,000006	0,003400
$D(abril)$	-0,000001	0,820800	-0,000007	0,143200	0,000002	0,346700
$D(maio)$	-0,000003	0,370700	-0,000004	0,359800	0,000006	0,005900
$D(junho)$	0,000020	0,000100	0,000018	0,006900	0,000007	0,000000
$D(julho)$	-0,000010	0,049700	-0,000017	0,004000	0,000004	0,012000
$D(agosto)$	-0,000005	0,234200	-0,000009	0,082000	0,000005	0,024200
$D(setembro)$	0,000010	0,029000	0,000015	0,013500	0,000006	0,000500
$D(outubro)$	-0,000014	0,000000	-0,000024	0,000000	0,000002	0,354600
$D(novembro)$	-0,000006	0,071000	-0,000013	0,001300	0,000005	0,021500
CONAB	0,000021	0,229200	0,000016	0,287800	0,000005	0,613000
USDA	0,000103	0,000000	0,000158	0,000000	-0,000001	0,873800

Tabela 6. Resultados das estimações do modelo TARCH para os mercados da soja.

Variável	Modelo com Rf_1		Modelo com Rf_2		Modelo com $Rspot$	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Equação da média						
C	-0,072421	0,348900	-0,061148	0,452500	0,022351	0,756400
h_t	0,001893	0,162100	0,001994	0,168500	0,000469	0,551700
$R1(-1)$	0,061065	0,007400	0,026430	0,259100	0,173224	0,000000
$R1(-2)$	0,002038	0,926400	-0,019584	0,361300	0,018265	0,417700
$R1(-3)$	0,029735	0,184400	0,005989	0,794600	-0,008902	0,673400
$R1(-4)$	0,006217	0,787700	0,003072	0,889500	0,032287	0,151700
$R1(-5)$	-0,012867	0,567100	-0,036093	0,082500	0,013258	0,532600
$R1(-6)$	-0,010000	0,657800	-0,033657	0,139000	0,011599	0,601600
$R1(-7)$	-0,004095	0,849700	-0,009332	0,684600	0,019610	0,384400
$R1(-8)$	0,003316	0,882000	-0,004883	0,829500	0,043565	0,051300
$R1(-9)$	0,040726	0,082000	0,033690	0,136800	0,005803	0,797700
$R1(-10)$	0,001222	0,955800	-0,004992	0,811100	0,026113	0,218700
$D(segunda)$	-0,000981	0,323800	-0,001081	0,297300	-0,002048	0,004400
$D(terça)$	-0,000122	0,897800	-0,000254	0,797700	-0,000490	0,466400
$D(quarta)$	-0,000055	0,953900	-0,000180	0,857200	0,000029	0,963700
$D(quinta)$	-0,000411	0,681100	-0,000592	0,561900	0,000201	0,760700
Equação da variância						
C	0,000031	0,006200	0,000030	0,013400	-0,000004	0,447700
ε_{t-1}^2	0,043776	0,000000	0,071109	0,000000	0,053692	0,000000
$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$	0,001431	0,886300	-0,027930	0,016800	0,033950	0,015900
Garch(-1)	0,947598	0,000000	0,929428	0,000000	0,908825	0,000000
$D(segunda)$	-0,000055	0,000800	-0,000041	0,026800	0,000041	0,000000
$D(terça)$	-0,000048	0,007700	-0,000053	0,008200	-0,000002	0,847300
$D(quarta)$	-0,000036	0,039400	-0,000032	0,083600	-0,000013	0,129700
$D(quinta)$	0,000003	0,890300	-0,000005	0,804800	0,000014	0,156500
$D(janeiro)$	-0,000007	0,078000	-0,000005	0,236300	0,000002	0,428500
$D(fevereiro)$	-0,000003	0,324000	-0,000004	0,179400	0,000002	0,232700
$D(março)$	-0,000002	0,347100	-0,000002	0,608500	-0,000002	0,139300
$D(abril)$	-0,000004	0,153300	-0,000004	0,146100	-0,000002	0,202400
$D(maio)$	-0,000004	0,198300	0,000000	0,892400	0,000002	0,324300
$D(junho)$	-0,000001	0,799700	-0,000003	0,422000	0,000002	0,342200
$D(julho)$	-0,000004	0,196300	0,000001	0,873400	0,000001	0,783800
$D(agosto)$	-0,000006	0,025000	-0,000007	0,029000	-0,000003	0,017200
$D(setembro)$	0,000008	0,025600	0,000012	0,006400	0,000002	0,209600
$D(outubro)$	-0,000007	0,018100	-0,000008	0,026100	-0,000003	0,017900
$D(novembro)$	-0,000007	0,073400	-0,000007	0,064700	-0,000002	0,186100
CONAB	-0,000011	0,474600	-0,000007	0,669200	-0,000011	0,175000
USDA	0,000038	0,028800	0,000069	0,000200	0,000005	0,521700

5. CONCLUSÕES

Este trabalho avaliou se as estimativas de safra da CONAB fornecem, aos agentes das cadeias produtivas de milho, soja e café, novas informações, em um contexto de crescente participação de outras instituições na geração e/ou divulgação deste tipo de dados.

Os resultados apontaram que os anúncios da safra de café, milho e soja por parte da CONAB não influenciam o indicador à vista do CEPEA/ESALQ/USP e as cotações futuras. Já, as divulgações de estimativas de safra por parte do USDA e da OIC (exclusivo para o café) impactaram os mercados acima assinalados, com exceção do mercado *spot* de milho. No caso do milho, já era esperado que as informações do USDA não desempenhassem papel importante no mercado, já que este é voltado para o mercado interno. Por outro lado, não era esperado o papel insignificante da CONAB no caso das demais commodities. Esse resultado parece indicar que os agentes brasileiros aguardam uma confirmação das estimativas brasileira pelas entidades internacionais.

Vale também mencionar que as três commodities apresentaram elevada persistência dos choques sobre a variância condicional, existindo ainda o efeito alavancagem nos mercados de soja e milho. Tais resultados realçam a importância do uso de instrumentos de gestão de risco de preço, como contratos futuros e de opções, por parte dos agentes pertencentes a estas cadeias produtivas.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLACK, C. Eventos relacionados ao superciclo de preços das “commodities” no século XXI. **Revista Indicadores Econômicos FEE**, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013.
- CAMPOS, K.C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, p. 303-328, 2007.
- CARTER, C. A.; GALOPIN, C. A. Informational content of government hogs and pigs reports. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, n. 3, p. 703-705, 1995.
- COLLING, P. L.; IRWIN, S. H. The reaction of live hog futures prices to USDA hogs and pigs reports. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 1, p. 84-94, 1990.
- COLLING, P. L.; IRWIN, S. H.; ZULAUF, C. R. Weak- and strong-form rationality tests of market analysts' expectations of USDA "Hogs and Pigs". **Review of Agricultural Economics**, v. 14, n. 2, p. 263-270, 1992.
- COLLING, P. L.; IRWIN, S. H.; ZULAUF, C. R. Reaction of wheat, corn, and soybean futures prices to USDA "export inspections". **Review of Agricultural Economics**, v. 18, n. 1, p. 127-136, 1996.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. Elsevier, 2012.
- FACKLER, P. L. On the relation between futures price movements and USDA reports. Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Proceedings of the NCR-134 Conference, pp. 247-66, 1985.
- FORTENBERY, T. R.; SUMNER, D. A. The effects of USDA reports in futures and options markets. **Journal of Futures Markets**, v. 13, n. 2, p. 157-173, 1993.

GARCIA, P.; IRWIN S. H.; LEUTHOLD R. M.; YANG. L. The value of public information in commodity futures markets. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 32, p. 559-570, 1997.

GRUNEWALD, O.; MCNULTY M. S; BIERE, A. W. Live cattle futures response to cattle on feed reports. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 75, n. 1, p.131-137, 1993.

ISENGILDINA, O.; IRWIN S. H.; GOOD D. L. The value of USDA situation and outlook information in hog and cattle markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 31, n. 2, p.262-282, 2006.

KNUTSON, R. D.; PENN J. B.; BOEHM W. T. **Agricultural and Food Policy**. Englewood Cliffs, N J: Prentice- Hall, 1983.

MCKENZIE, A. M. Pre-harvest price expectations for corn: the information content of USDA reports and new crop futures. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 90, n. 2, p. 351-366, 2008.

MCNEW, K. P; ESPINOSA J. A. The informational content of USDA crop reports: Impacts on uncertainty and expectations in grain futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 14, n. 4, p. 475 -492, 1994.

MILLER, S. The response of futures prices to new market information: the case of live hogs. **Journal of Agricultural Economics**, v.11, p. 67-70, 1979.

MILONAS, N.T. The effects of USDA crop announcements on commodity prices. **Journal of Futures Markets**, v. 7, n. 5, p. 571-89, 1987.

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

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. Volatilidade condicional dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras seguidos pela soja e pelo boi gordo. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3, p. 73-94, 2010.

SALIN, V., THUROW, A. P., SMITH, K. R.; ELMER N. Exploring the market for agricultural economics information: views of private sector analysts. **Review of Agricultural Economics**, v. 20, n. 1, p. 114-124, 1998.

SCHROEDER, T.; BLAIR J.; MINTERT, J. Abnormal returns in livestock futures prices around USDA inventory report releases. **North Central Journal of Agricultural Economics**, v. 12, n. 2, p. 293-304, 1990.

SILVA, W. S.; SAFADI, T.; CASTRO JUNIOR, L. G. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.43, n.1, p. 119-134, 2005.

SUMNER, D. A.; MUELLER, R. A. E. Are Harvest forecasts news? USDA announcements and futures market reactions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n.1. p. 1-8, 1989.

TAYLOR, C. W. Market Reactions to USDA Reports: State Analysis of Corn Price Response. Agricultural & Applied Economics Association's 2012 AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington, 2012.

ZAKOIAN, J.M. Threshold Heteroskedasticity Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p. 931-955, 1994.

Anexo 1. Datas dos anúncios das estimativas de safra de café, milho e soja.

Commdity	Instituição	Datas dos anúncios					
Café	CONAB	10/01, 10/05, 06/09 e 20/12 – entre 2000 e 2012					
	USDA	12/06/2004; 11/12/2004; 12/06/2005; 12/12/2005; 12/06/2006; 15/12/2006; 12/09/2007; 12/12/2007; 12/03/2008; 12/06/2008; 15/09/2008; 15/12/2008; 12/06/2009; 18/12/2009; 2010: 18/06/2010; 23/06/2010; 17/12/2010; 24/06/2011; 16/12/2011; 22/06/2012.					
	OIC	27/6/02, 25/7/02, 20/8/02, 16/9/02, 23/10/02, 22/11/02, 16/12/02, 27/1/03, 18/2/03, 18/3/03, 17/4/03, 15/5/03, 20/6/03, 17/7/03, 18/8/03, 12/9/03, 21/10/03, 20/11/03, 19/12/03, 22/1/04, 16/2/04, 16/3/04, 16/4/04, 17/5/04, 16/6/04, 15/7/04, 16/8/04, 20/9/04, 18/10/04, 12/11/04, 15/12/04, 14/1/05, 10/2/05, 15/3/2005, 13/4/05, 13/5/05, 13/6/05, 11/7/05, 09/08/05, 15/9/05, 13/10/05, 10/11/05, 13/12/05, 16/1/06, 10/2/06, 15/3/06, 11/4/06, 15/5/06, 13/6/06, 13/7/06, 8/8/2006, 18/09/06, 11/06/05, 14/11/06, 18/12/06, 15/1/07, 15/2/07, 12/3/07, 12/4/07, 15/05/07, 13/6/07, 13/07/07, 09/08/07, 13/09/07, 10/10/07, 9/11/07, 12/12/07, 15/01/08, 11/2/08, 11/03/08, 10/04/08, 13/5/08, 12/06/08, 7/7/08, 7/8/08, 11/09/08, 09/10/08, 11/11/08, 5/12/08, 13/01/09, 09/02/09, 10/03/09, 15/4/09, 11/05/09, 15/6/09, 06/07/09, 17/8/09, 10/9/09, 13/10/09, 9/11/09, 9/12/09, 11/1/10, 8/2/10, 12/3/10, 12/4/10, 11/5/10, 10/6/10, 8/7/10, 13/8/10, 9/9/10, 11/10/10, 3/11/10, 9/12/10, 12/1/11, 8/2/11, 9/3/11, 6/4/11, 6/5/11, 10/6/11, 12/7/11, 12/8/11, 9/9/11, 11/10/11, 10/11/11, 12/12/11, 16/1/12, 7/2/12, 1/3/12, 10/4/12, 15/5/12, 15/6/12, 5/7/12, 2/8/12, 4/9/12, 5/10/12, 5/11/12.					
Milho e Soja	CONAB	02/09/2004,	21/10/2004,	09/12/2004,	03/03/2005,	12/05/2005,	07/07/2005,
		08/09/2005,	20/10/2005,	08/11/2005,	08/12/2005,	06/02/2006,	20/03/2006,
		05/04/2006,	03/05/2006,	05/06/2006,	06/07/2006,	09/08/2005,	11/09/2006,
		05/10/2006,	09/11/2006,	06/12/2006,	11/01/2007,	06/02/2007,	06/03/2007,
		05/04/2007,	08/05/2007,	05/06/2007,	03/07/2007,	07/08/2007,	04/09/2007,
		04/10/2007,	08/11/2007,	10/12/2007,	08/01/2008,	12/02/2008,	06/03/2008,
		08/04/2008,	07/05/2008,	09/06/2008,	10/07/2008,	07/08/2008,	08/09/2008,
		08/10/2008,	06/11/2008,	08/12/2008,	08/01/2009,	05/02/2009,	09/03/2009,
		07/04/2009,	07/05/2009,	08/06/2009,	07/07/2009,	06/08/2009,	08/09/2009,
		07/10/2009,	05/11/2009,	08/12/2010,	07/01/2010,	09/02/2010,	09/03/2010,
		07/04/2010,	06/05/2010,	08/06/2010,	08/07/2010,	05/08/2010,	09/09/2010,
		07/10/2010,	10/11/2010,	09/12/2010,	06/01/2011,	09/02/2011,	10/03/2011,
		06/04/2011,	10/05/2011,	08/06/2011,	06/07/2011,	09/08/2011,	09/09/2011,
		06/10/2011,	09/11/2011,	08/12/2011,	10/01/2012,	09/02/2012,	08/03/2012,
		10/04/2012,	10/05/2012,	05/06/2012,	05/07/2012,	09/08/2012,	06/09/2012,
		09/10/2012,	08/11/2012,	06/12/2012,	09/01/2013,	07/02/2013,	07/03/2013,
		09/04/2013,	09/05/2013,	06/06/2013			
	USDA	12/08/2004,	10/09/2004,	12/10/2004,	12/11/2004,	10/12/2004,	12/01/2005,
		09/02/2005,	10/03/2005,	08/04/2005,	12/05/2005,	10/06/2005,	12/07/2005,
		12/08/2005,	12/09/2005,	12/10/2005,	10/11/2005,	09/12/2005,	12/01/2006,
		09/02/2006,	13/03/2006,	10/04/2006,	12/05/2006,	09/06/2006,	12/07/2006,
		11/08/2006,	12/09/2006,	12/10/2006,	09/11/2006,	11/12/2006,	12/01/2007,
		09/02/2007,	09/03/2007,	10/04/2007,	11/05/2007,	11/06/2007,	12/07/2007,
		10/08/2007,	12/09/2007,	12/10/2007,	09/11/2007,	11/12/2007,	11/01/2008,
		08/02/2008,	11/03/2008,	09/04/2008,	09/05/2008,	10/06/2008,	11/07/2008,
		12/08/2008,	12/09/2008,	10/10/2008,	28/10/2008,	10/11/2008,	11/12/2008,
		12/12/2008,	12/01/2009,	10/02/2009,	11/03/2009,	09/04/2009,	12/05/2009,
		10/06/2009,	10/07/2009,	12/08/2009,	11/09/2009,	09/10/2009,	10/11/2009,
		10/12/2009,	12/01/2010,	09/02/2010,	10/03/2010,	09/04/2010,	11/05/2010,
		10/06/2010,	09/07/2010,	12/08/2010,	10/09/2010,	08/10/2010,	09/11/2010,
		10/12/2010,	12/01/2011,	09/02/2011,	10/03/2011,	08/04/2011,	11/05/2011,
		09/06/2011,	12/07/2011,	11/08/2011,	12/09/2011,	12/10/2011,	09/11/2011,
		09/12/2011,	12/01/2012,	09/02/2012,	09/03/2012,	10/04/2012,	10/05/2012,
		12/06/2012,	11/07/2012,	10/08/2012,	12/09/2012,	11/10/2012,	09/11/2012,
		11/12/2012,	11/01/2013,	08/02/2013,	08/03/2013,	10/04/2013,	10/05/2013,
		12/06/2013					