

# Análise de impacto dos anúncios da CONAB e USDA nos preços futuros de milho e soja: um estudo do mercado brasileiro de 2009 a 2019

Eduardo Shun-Iti Takaku Júnior<sup>1</sup>  
Carlos Roberto Ferreira<sup>2</sup>  
Marcelo da Silva Bego<sup>3</sup>

## RESUMO

Ao observar o comportamento dos agentes no mercado financeiro, mais precisamente em operações com contratos de derivativos agrícolas, é possível inferir que informações sobre área de cultivo, produtividade e produção são de suma importância na formação das expectativas dos preços. Assim, este trabalho tem como objetivo verificar o impacto dos anúncios mensais das estimativas de safra, prognósticos, realizados pela CONAB e USDA sobre o preço, via retornos, nos mercados futuros de milho e soja brasileiro. Os preços das *commodities* foram extraídos da [B]<sup>3</sup> (Brasil, Bolsa e Balcão) durante o período entre 2009 a 2019. Os anúncios mensais foram coletados nos sites das agências analisadas. A metodologia utilizada para analisar a influência dos anúncios nos retornos, via volatilidade, é o modelo de heterocedasticidade condicional auto regressiva TARCH-*in-mean*. Os resultados mostram que existe um acréscimo na volatilidade dos retornos nos contratos futuros de soja e milho quando o anúncio é feito pelo USDA, e os anúncios feitos pela CONAB não apresentam impacto positivo. Foram também captados efeitos dos dias de semana, sazonalidade e alavancagem.

**Palavras-chave:** Derivativos Agrícolas, Mercado Futuro, CONAB, USDA, TARCH.

## ABSTRACT

Verifying the behavior of financial market investor, specifically in agricultural derivatives, it is possible to infer that planted area, crop yield and total production brings valuable information to expected price formation. Therefore, this research paper main goal is to analyze the effect of monthly crop forecasts, released by CONAB and USDA, of corn and soybean futures contracts prices, using returns as a proxy. Commodities prices were gathered at [B]<sup>3</sup> (Brasil, Bolsa, Balcão) from 2009 to 2019. Dates of forecasts releases were gathered at agencies web sites. TARCH-*in-mean* is employed to estimate the effect of forecasts announcements on prices. Results show that USDA announcements present a positive impact on corn and soybean futures prices while CONAB announcements do not. Day of week, seasonality and leverage also influence the prices.

**Keywords:** Agricultural Derivatives, Future Market, CONAB, USDA, TARCH.

**Classificação JEL:** C22, G13, G14, Q14.

**Área 4:** Economia Agrária e Ambiental.

<sup>1</sup> Mestrando em Economia Regional na Universidade Estadual de Londrina - PPE/UEL, Londrina - PR. E-mail: eduardo.takakujr@uel.br. \*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

<sup>2</sup> Prof. Doutor do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional da UEL. E-mail: robert@uel.br.

<sup>3</sup> Prof. Doutor do Departamento de Economia da UEL. E-mail: marcelo.bego@uel.br.

## 1. INTRODUÇÃO

A provisão de informações por agências governamentais é de suma importância, não apenas para satisfazer o próprio governo, mas também ao fornecer conteúdo em forma de bens não rivais e não excludentes para a sociedade. Ao voltar o foco para os prognósticos de safra, há diversos benefícios em seu uso, que pode derivar-se para áreas como perspectiva produtiva, ajustamento entre oferta e demanda, especulação de preços, entre outros. Mas para validar sua necessidade, deve-se comparar a utilidade que eles proporcionam com o custo de elaborá-los.

O relacionamento entre retornos sociais dos gastos do governo com serviços de informação pública procede desde os anos de 1970 nos Estados Unidos, com a estimação destas variáveis por Hayami e Peterson (1972) e contribuição de Bradford e Kalejian (1978), ao explicar como os titulares de inventários especulativos (Bayesianos) traduzem a informação disponível sobre o estado atual do mundo para fluxo de colheitas (de milho), e então preveem os preços deste mercado. Ambos autores concluem que os benefícios à população excedem seus custos de produção.

Summer e Mueller (1989), posteriormente, qualificaram quatro fatores requeridos para o conteúdo publicado ser considerado um anúncio, abrangência sobre um tópico de interesse dos agentes econômicos, chegar aos agentes antes de que todas as decisões relevantes sejam tomadas; serem considerados precisos e apresentarem novidades, a ponto de os agentes interessados não possuírem ainda esta informação.

Seguindo a definição destes aspectos, Baur e Orazem (1994) examinam a racionalidade, conteúdo informacional e efeitos das notícias sobre preços (produção de laranja). Seus primeiros testes observam que o benefício de bem-estar social de um anúncio de oferta (de *commodities*) realizado pelo governo é proporcional a redução que este prognóstico causa sobre a variância da quantidade ofertada prevista pelo mercado. Neste contexto o bem-estar social aumenta conforme ocorre melhoria na eficiência do mercado, com os anúncios aproximando o preço de mercado ao preço de equilíbrio que prevaleceria se a produção final fosse conhecida (GARCIA et al., 1997).

No Brasil, esta área de estudo tem aumentado sua disseminação apenas na última década, o trabalho de Bego (2014), analisa o impacto dos anúncios das estimativas de produção do IBGE e USDA nos preços dos contratos futuros de milho e soja. Os resultados do trabalho mostram que os anúncios da USDA geram impacto nos retornos de milho.

O trabalho de Saes et al. (2014) utiliza o modelo TARARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), encontrando resultados similares, e incluem a possibilidade de que os agentes brasileiros aguardam a confirmação sobre as estimativas realizadas pelos órgãos nacionais, através das entidades internacionais.

Este trabalho segue o mesmo modelo proposto por Isengildina et al. (2006), que observam o foco sobre o estudo de evento nos trabalhos realizados, concentrando-se na resposta qualitativa da utilidade dos anúncios, mas não consideram a liberação simultânea de vários relatórios no mesmo dia ou na mesma janela de reação (“*clustering*”). Assim, utilizam a metodologia da família GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) para captar estes efeitos.

Ao verificar nos trabalhos realizados, há um aumento gradual da liquidez dos contratos de milho e soja da [B]<sup>3</sup>, a principal bolsa de valores do Brasil, e este trabalho se motiva na possibilidade de captação desta mudança, advinda da valorização do mercado de futuros por parte dos agentes econômicos que buscam ainda mais a diversificação do capital nos dias atuais.

Sua importância se acentua ao observar que a liquidez também aumentou com as reformas na estrutura dos contratos negociados destas *commodities*, que inicialmente eram de Milho/Soja Cambial, posteriormente substituídos por Milho/Soja, que se tornaram contratos com Liquidação Financeira<sup>4</sup> em 2008 (Milho) e 2011 (Soja), e em 2013 a Soja com Liquidação Financeira *Cross-Listing*<sup>5</sup> começa a ser negociada. Com a entrada destes novos contratos, cada um que se passava acabava por ser substituído em menos de um ano, excetuando-se os contratos de Soja com Liquidação Financeira, que continuaram a serem negociados até o fevereiro de 2019.

Vale ressaltar a participação do agronegócio em 2019 no mercado de trabalho brasileiro de aproximadamente 19,6%, de acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da Esalq/USP, e as projeções de contribuição no PIB deste ano chegam a 23,6%, segundo a Confederação Nacional da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA, 2020).

No período da análise deste trabalho, a cadeia produtiva do milho é uma das mais importantes do agronegócio brasileiro, segundo Favro, Caldarelli e Camara (2015), seu consumo era predominantemente destinado a demanda interna até o ano de 2000, mas esta tendência foi revertida em 2001, com a baixa dos preços internos desta *commodity*, o que levou aos produtores buscarem possibilidades atrativas no mercado externo.

Já a soja tem desempenhado papel relevante na pauta das exportações brasileiras desde a década de 2000, possuindo vantagem competitiva devido ao uso intensivo de tecnologia agropecuária e abundância de recursos naturais e mão-de-obra. Somando estas duas culturas, com mercados extremamente competitivos e geradores de receita, o grande potencial do setor agropecuário se reforça, dispondo de uma demanda crescente tanto interna quanto externa (FAVRO; CALDARELLI; CAMARA, 2015).

Considerando o aumento recente da relevância deste estudo no país, o objetivo central deste trabalho é verificar o impacto dos anúncios de produção realizados pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) e pelo Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (*United States Department of Agriculture – USDA*) sobre os preços, via retornos, dos contratos futuros de milho e soja, para comprovar ou contestar os resultados encontrados pelos trabalhos já realizados, considerando 2009 a 2019 como período de análise.

Este trabalho busca responder as seguintes questões: (i) Qual o impacto que os anúncios da CONAB e do USDA exercem sobre o mercado de futuros de milho e soja no mercado de futuros do Brasil? (ii) Este resultado é compatível com aqueles encontrados em trabalhos anteriores? (iii) Qual agência de informação que fornece os prognósticos mais impactantes? (iv) Estes impactos demoram para serem dissipados?

Para atingir esses objetivos foi utilizado o modelo TARCH-*in-mean* (1, 1), seus principais resultados comprovam o impacto na volatilidade dos retornos nos contratos futuros de soja e milho quando o anúncio é feito pelo USDA, já os anúncios da CONAB apresentaram efeito negativo. Foram também captados efeitos dos dias de semana, sazonalidade e alavancagem.

Este trabalho está dividido em cinco seções. A primeira traz a introdução, a segunda aborda os trabalhos existentes sobre o impacto dos anúncios nos preços, a terceira apresenta os dados e a metodologia, a quarta mostra os resultados encontrados e a quinta seção é a conclusão.

---

<sup>4</sup> A Liquidação Financeira do valor do contrato em sua data de vencimento, que não envolve entrega física, provém maior liquidez ao mercado, já que os investidores não precisam criar, transportar ou distribuir a mercadoria para negociar no mercado futuro (SEBASTIANI, 2012).

<sup>5</sup> A listagem cruzada (*cross-listing*) é realizada para ampliar o hedge da commodity no Brasil, através de uma troca de negociação de preços entre bolsas de países diferentes (SEBASTIANI, 2012).

## 2. IMPACTO DOS ANÚNCIOS NOS PREÇOS FUTUROS

Antes de verificar o impacto das informações sobre os contratos das *commodities* milho e soja no mercado de futuros brasileiro, é útil realizar uma breve explicação sobre o mercado financeiro brasileiro. Segundo Neto (2009), este possui quatro segmentações: mercado monetário, mercado de crédito, mercado de capitais e mercado cambial. O mercado futuro surge a partir do mercado de capitais, e nele podem ser negociados contratos de derivativos, que representam uma garantia de preços futuros para os ativos (maior atração ao capital de risco), podendo ser utilizado para defesas contra variações adversas nos preços, estímulo a liquidez do mercado físico e melhor gerenciamento de risco (diminuindo preços dos bens). O contrato de derivativo tem seu preço definido livremente pelo mercado e não possui valor próprio, derivando-se do valor de um bem básico como *commodities*, ações, taxas de juros, entre outros.

Observando os agentes econômicos atuantes no mercado de futuros (*traders*, especuladores ou *hedgers*), verificamos suas escolhas sobre compra ou venda de contratos são definidas com base em suas crenças e expectativas, incluindo as condições de oferta e demanda futura, assim, os anúncios de produção das *commodities* que participam deste mercado somatizam no conhecimento e conseqüentemente, em suas decisões.

Considerando que as expectativas dos agentes são idênticas, já que possuem acesso ao mesmo conjunto de informações, Fackler (1985) desenvolve um modelo que expõe a sinalização observada como influência de suas perspectivas sobre as variações nos preços, de acordo com:

$$P_t = \ln \left( \frac{\text{preço}_t}{\text{preço}_{t-1}} \right) \quad (1)$$

$$r_t = \ln \left[ \frac{E_t(\text{produção})}{E_{t-1}(\text{produção})} \right] \quad (2)$$

Com o tempo  $t$  denotando um único dia de negociação. A partir das condições de expectativas adaptativas, os agentes revisam  $r_t$  em um primeiro momento, e depois ajustam preços de acordo com  $A$ , pode ser interpretado como uma medida de flexibilidade nos preços, e  $e_t$ , uma variável aleatória que surge dos efeitos nos preços não advindos da sinalização:

$$p_t = Ar_t + e_t \quad (3)$$

Para verificar qual o sistema da tendência, em que os agentes superestimam ou subestimam suas reações às informações anunciadas, observa-se a esperança entre a relação de  $P_t$  e  $P_{t-1}$  através da somatória das sinalizações diárias,  $U_t$ :

$$E[P_t P_{t-1}] = A^2 [c(1-c) \text{Var}(U_{t-1})] \quad (4)$$

Se  $c > 1$  os agentes superestimam o impacto de  $u_t$  na produção, enquanto se  $0 < c < 1$ , os agentes o subestimam. O consenso de mercado é dado por  $r_t = cu_t$  e se os preços incorporarem os efeitos da informação no dia posterior,  $E[P_t P_{t-1}] = 0$ . Como resultado, Fackler (1985) sugere que os anúncios impactam os mercados ao providenciar uma nova informação para os agentes, ou corrigindo uma análise errônea captada por outra informação.

Seguindo a análise sobre a relevância dos anúncios, Summer e Mueller (1989) inferem que para poder considerar um anúncio como novidade, eles devem seguir as condições de ser interessante, oportuno, preciso e adicionar conhecimento. Neste trabalho, os autores também se engajam a captar o impacto destes anúncios, comparando os preços dos contratos no mercado futuro ( $P_t$ ) antes e depois dos anúncios, através de:

$$\Delta P/P_t = [(P_{t+1} - P_t)/P_t] \quad (5)$$

Ao verificar a variabilidade dos preços relativos, os autores utilizam duas medidas, o valor esperado da variação absoluta nos preços relativos (*EABS*) e a variância das alterações nos preços relativos (*var*), similarmente a Fackler (1985), mas conceituado em:

$$E[ABS(\Delta P/P_t)] = \frac{1}{T} \sum_t \frac{|P_{t+1} - P_t|}{P_t} \quad (6)$$

$$var(\Delta P/P_t) = \frac{1}{T} \sum_t \left\{ \left[ \frac{(P_{t+1} - P_t)}{P_t} \right]^2 - \frac{1}{T} \sum_t \left[ \frac{(P_{t+1} - P_t)}{P_t} \right]^2 \right\} \quad (7)$$

Em que  $T$  representa o tamanho da amostra e a hipótese nula considera que não há diferença entre os dias de anúncio e os outros dias. Em seus resultados, Summer e Mueller (1989) concluem que os anúncios do USDA de fato impactam os preços e retornos das commodities americanas, principalmente nos meses de agosto a outubro, com menor impacto dos anúncios no mês de julho podendo ser reflexo da baixa precisão do prognóstico neste mês.

Seguindo este modelo, Bego (2014), analisa o impacto dos anúncios das estimativas de produção do IBGE e USDA nos preços dos contratos futuros de milho e soja do mercado brasileiro, entre 2009 e 2014. Os resultados de seu trabalho mostram que os anúncios da USDA geram afetam nos retornos de milho e os anúncios feitos pelo IBGE não provocam reações, tanto de soja, quanto de milho.

Os resultados de Summer e Mueller (1989) foram confirmados por Garcia et al. (1997), através dos testes de reação de preços no período de 1971 a 1992. Seu trabalho realiza três testes de conteúdo informacional, sendo um teste de precisão relativa da previsão, um teste de reação de preços, e um teste sobre a disposição a pagar.

O teste de precisão relativa da previsão, quantifica a variância da previsão de oferta do mercado através dos coeficientes de determinação ajustados das regressões, com as variáveis  $USDA_{Final,t}$ , que é o conjunto de dados da produção final de milho ou soja,  $Market_{i,t}$ , a previsão da produção final realizada pelo mercado privado (anunciada no mês  $i$ , sobre a colheita do ano  $t$ ),  $USDA_{i,t}$  a previsão do mesmo período calculada pelo USDA, e  $v_{i,t}$  que retrata o termo de erro normal padrão:

$$USDA_{Final,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Market_{i,t} + v_{i,t} \quad (8)$$

$$USDA_{Final,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Market_{i,t} + \alpha_2 USDA_{i,t} + v_{i,t} \quad (9)$$

A diferença em  $\bar{R}^2$  entre as sucessivas regressões identifica a redução percentual na variância da oferta prevista pelo mercado relacionada aos anúncios do USDA:

$$\bar{R}_{i,t} - \bar{R}_{i-1,t} = \frac{\sigma_{i-1,t} - \sigma_{i,t}}{\sigma_t} \quad (10)$$

Quando este resultado se aproxima de zero, o prognóstico de produção privado é mais eficiente que os do USDA para reduzir a variância de oferta do mercado (GARCIA et al., 1997).

Este resultado tem base na hipótese instituída por Fama (1970) sobre mercados eficientes, que investiga se os preços refletem toda informação disponível. Assim, a informação imprevista é dada pela diferença entre os anúncios de produção futura, realizados por instituições privadas mensalmente, e o os anúncios do USDA (French et al., 1989; Colling e Irwing, 1990).

Para sair da proposta dos estudos realizados até então (estudos de evento), e ponderar o efeito *clustering*, Isengildina et al. (2006), propõe três metodologias, GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), GARCH-*in-mean*, e TARCH-*in-mean* (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), para responder qual das agências de informação que apresenta maior impacto nos preços e retornos das commodities, seguindo da equação:

$$R_t = \varphi_0 + \sum_{s=1}^{10} \varphi_s y_{t-s} + \varphi_{11} h_t + \varphi_{12} D_M + \varphi_{13} D_T + \varphi_{14} D_W + \varphi_{15} D_H + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$h_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{\varepsilon_{t-1} < 0} + \beta h_{t-1}^2 + \delta_1 D_M + \delta_2 D_T + \delta_3 D_W + \delta_4 D_H + \delta_5 D_{JAN} + \delta_6 D_{FEB} + \delta_7 D_{MAR} + \delta_8 D_{APR} + \delta_9 D_{MAY} + \delta_{10} D_{JUN} + \delta_{11} D_{JUL} + \delta_{12} D_{AUG} + \delta_{13} D_{SEP} + \delta_{14} D_{OCT} + \delta_{15} D_{NOV} + \delta_{16} D_{CATTLE} + \delta_{17} D_{COF} + \delta_{18} D_{CST} + \delta_{19} D_{HPR} + \delta_{20} D_{LDPO} + \delta_{21} D_{WASDE}$$

Onde os dias da semana são expressos pelas *dummies*  $D_M, D_T, D_W, D_H$ , os meses por  $D_{JAN}, D_{FEB}, D_{MAR}, D_{APR}, D_{MAY}, D_{JUN}, D_{JUL}, D_{AUG}, D_{SEP}, D_{OCT}, D_{NOV}$ , e a sazonalidade é captada pelos coeficientes  $\delta_{16}$  a  $\delta_{21}$ , que comparam os anúncios das instituições privadas e públicas. Seus resultados apontam que os anúncios do USDA causaram maiores distúrbios nas séries do que de outras agencias, e na amostra em questão, o modelo que mais se aproximou da distribuição dos movimentos dos preços diários foi o TARCH-*in-mean*.

No mercado brasileiro, seguindo a dedução de Isengildina et al. (2006), Saes et al. (2014) utilizaram o modelo TARCH para captar o impacto dos anúncios da CONAB, USDA e OIC sobre os retornos dos preços futuros do café arábica, milho e soja no período de 2004 a 2013. Seus resultados apontam que os anúncios da CONAB não influenciaram as cotações futuras dos contratos de milho e soja da *Chicago Mercantile Exchange* (CME), mas os prognósticos do USDA impactaram, o que pode ser indícios que os agentes aguardam a confirmação das informações apresentadas pelas instituições internacionais, como o USDA.

### 3. METODOLOGIA

Os dados sobre os preços dos contratos de derivativos negociados no mercado de futuros do milho e da soja foram extraídos da [B]<sup>3</sup> no período de 2009 a 2019<sup>6</sup>, de acordo com seu primeiro vencimento contínuo<sup>7</sup>, e estão disponíveis no Centro de Memória, que é responsável pela guarda preservação de todos os documentos e objetos atrelados à esta instituição.

Conhecida por ser a principal bolsa de valores brasileira, sua origem em 2017 ocorre a partir da fusão da Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP) com a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa), que por sua vez surgiu a partir de uma união da BM&F e da Bovespa Holding em 2008. Logo após esta união, os contratos de Soja com Liquidação Financeira começaram a ser negociados, em 2009.

As estimativas de safras da CONAB são publicadas na primeira quinzena de cada mês, e não possui horário padrão para divulgação. Já os anúncios do USDA geralmente são lançados às 12h00min no fuso horário de Washington D.C. e possuem periodicidade mensal. As datas dos anúncios das estimativas de safra utilizadas neste trabalho podem ser observadas no apêndice (tabela I).

#### 3.1. Modelos Econométricos Autorregressivos com Heterocedasticidade Condicional

Para realizar este estudo sobre a volatilidade dos retornos, vale ressaltar que esta área de conhecimento parte da análise de séries temporais, que pode focar no domínio temporal com modelos paramétricos e na análise baseada no domínio de frequências, investigando o mecanismo gerador da série, fazer previsões futuras sobre ela ou descrever seu comportamento, além de procurar periodicidades relevantes dos dados (CAMPOS, 2007).

As séries temporais financeiras frequentemente apresentam o fenômeno da aglomeração por volatilidade (efeito *clustering*), o que significa que se sucedem períodos com poucas e grandes oscilações de preços dos ativos. Isto se deve ao fato de que muitas fontes de notícias e outros eventos econômicos exógenos podem ter um impacto significativo no padrão destes preços, e considerando que as informações podem levar a interpretações variadas e sua influência durar por algum tempo, sua observação tende a aparecer em aglomerados (GUJARATI e PORTER, 2011).

Quando uma série temporal exibe grandes oscilações, ou volatilidade, a variância desta série muda ao longo do tempo, ou seja, há heterocedasticidade, que pode ainda exibir uma estrutura autorregressiva. Para solucionar esta situação, Engle (1982) desenvolve um modelo que permite que a variância condicional dependa da sua variável dependente defasada, e o caso generalizado, evitando que a variância incondicional seja zero ou infinito, é chamado de modelo autorregressivo com heterocedasticidade condicional (ARCH) e pode ser representado por:

$$\begin{aligned}y_t &= \varepsilon_t h_t^{1/2} \\h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2\end{aligned}\tag{12}$$

---

<sup>6</sup> A amostra de milho abrange o período de 05 de janeiro de 2009 a 30 de junho de 2020 e os dados de soja delimitam-se entre 05 de janeiro de 2009 e 27 de fevereiro de 2019. Os dados que não puderam ser obtidos estão apresentados na tabela II do apêndice.

<sup>7</sup> *Outliers* provenientes da variação ao mudar o vencimento dos contratos foram removidos, já que apresentavam valores exorbitantes devido à falta de liquidez do mercado brasileiro. Foram realizados testes de conteúdo informacional que implicaram na melhoria da amostra ao realizar esta alteração.

Em que  $\varepsilon_t$  é um ruído branco com variância  $V(\varepsilon_t) = 1$ , e ao assumir a normalidade, pode-se representar as equações acima em termos de  $\psi_t$ , ou seja, o conjunto de informações disponíveis no tempo  $t$ , e usando densidades condicionais:

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (13)$$

Agora a função de variação pode ser demonstrada de forma mais generalizada por:

$$h_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q}, \alpha) \quad (14)$$

Este é um modelo ARCH de ordem  $q$ <sup>8</sup>, e  $\alpha$  é um vetor de parâmetros desconhecidos. A esperança condicional de  $y_t$  ainda pode ser expressa por uma combinação linear de variáveis defasadas endógenas e exógenas, ou seja:

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t) \quad (15)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, \alpha)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

Considerando as variáveis exógenas, a função de variação se torna:

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-q}, \alpha) \quad (16)$$

Ou simplesmente:

$$h_t = h(\psi_{t-1}, \alpha) \quad (17)$$

Este modelo de regressão possui uma variedade de características que o tornam atrativo para a previsão econométrica, já que a habilidade de antecipar o futuro varia de um período para outro. A partir do modelo ARCH, foram criados outros modelos relacionados com a volatilidade da série, tanto paramétricos como não paramétricos.

Para demonstrar os modelos que surgiram a partir deste, podemos representá-lo de forma alternativa, visando o melhor efeito comparativo e facilidade observacional, ao desconsiderar as variáveis exógenas:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (18)$$

---

<sup>8</sup> Em seu trabalho, Engle (1982) utiliza  $p$  para denotar a ordem de ARCH, já Bollerslev (1986), posteriormente utiliza  $q$  ao tratar do processo de variância condicional como uma função linear específica apenas das variâncias passadas. No presente trabalho será utilizado  $q$  para facilitar seu entendimento.



Um dos principais modelos híbridos que surgiu é chamado de ARCH generalizado, ou GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), que foi desenvolvido por Bollerslev (1986) e pode ser expresso em:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (19)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

Onde:

$$p \geq 0, q > 0.$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q.$$

$$\beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p.$$

Este é um modelo GARCH (q, p) que acrescenta as variâncias condicionais defasadas, de modo que se torne um mecanismo de aprendizado adaptativo, quando  $p = 0$ , o modelo se torna ARCH (q), e se  $p = q = 0$ ,  $\varepsilon_t$  é simplesmente um ruído branco. Uma forma mais simples, que especifica o modelo GARCH (1, 1) é dada por:

$$h_t = \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (20)$$

Comparando diversas medidas de volatilidade dos retornos das ações no mercado financeiro dos Estados Unidos durante o período de 1835 a 1925, Pagan e Schwert (1990) observaram que quando estão prevendo os dados de dentro da amostra (*in-sample*), os métodos não paramétricos tendem a dar uma melhor explicação sobre o quadrado dos retornos, do que qualquer modelo paramétrico testado, incluindo os modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) e EGARCH (*Exponential GARCH*), este último ainda chega mais próximo em poder explicativo, refletindo a relação assimétrica entre a volatilidade e os retornos passados.

Contudo nos experimentos preditivos de fora da amostra (*out-of-sample*), este resultado se inverte, dado a sua alta variabilidade ao estimar  $\sigma_t^2$ . Os autores ainda finalizam seu trabalho afirmando que não se pode assumir que os dados verificados em um longo período possuem covariância estacionária.

O mercado financeiro analisado neste trabalho apresenta assimetria na variância, devido ao efeito alavancagem (*leverage effect*) que é a correlação negativa entre as variações nos preços das *commodities* e sua volatilidade, ou seja, os efeitos da queda de preços proporcionam maior volatilidade do que ao aumentá-los em mesma magnitude. Este efeito, junto com a distribuição leptocúrtica é captado com maior precisão em dois modelos híbridos da família ARCH, TARARCH e EGARCH (BOLLERSLEV et al., 1994; SWARAY, 2002).

A variância condicional do modelo TARARCH pode ser expressa como:

$$h_t^2 = \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \quad (21)$$

Em que  $d = 1$  se  $\varepsilon_t < 0$ , caso contrário,  $d = 0$ . Condições adversas do mercado (como más notícias) levam a  $\varepsilon_{t-1}^2 < 0$ , e impactam  $\alpha + \gamma$ . As boas notícias, como condições de oferta e demanda no mercado de *commodities*  $\varepsilon_{t-1}^2 > 0$ , impactam apenas  $\alpha$ . No modelo EGARCH, o efeito dos resíduos recentes é exponencial ao invés de quadrático (SWARAY, 2002).

### 3.2 TARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*)

O presente trabalho seguirá a metodologia TARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), proposta por Zakoian (1994), já que os estudos prévios defendem que ele pode captar as implicações da distribuição leptocúrtica em conjunto com o *leverage effect* (Bollerslev et al., 1994; Li e Lam, 1995; Swaray, 2002; Silva et al., 2005; Isengildina et al., 2006; Campos, 2007; Saes et al., 2014). Para este modelo, o retorno das *commodities* será calculado a partir do logaritmo neperiano da diferença nos preços de ajuste do período presente com o anterior, ou seja:

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \cdot 100 \quad (22)$$

Prosseguindo com o modelo de volatilidade condicional TARCH-*in-mean* (1, 1), que considera que os mercados reagem de modo desigual às más notícias (que resulta  $\varepsilon_{t-1}^2 < 0$ ) e as boas:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (23)$$

$$\begin{aligned} R_t &= \varphi_0 + \sum_{i=1}^{10} \varphi_i R_{t-i} + \varphi_{11} h_t + \varphi_{12} D_{seg} + \varphi_{13} D_{ter} + \varphi_{14} D_{qua} + \varphi_{15} D_{qui} + \varepsilon_t \\ h_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{\varepsilon_{t-1} < 0} + \beta h_{t-1}^2 + \omega_1 D_{seg} + \omega_2 D_{ter} + \omega_3 D_{qua} + \omega_4 D_{qui} + \\ &\omega_5 D_{jan} + \omega_6 D_{fev} + \omega_7 D_{mar} + \omega_8 D_{abr} + \omega_9 D_{mai} + \omega_{10} D_{jun} + \omega_{11} D_{jul} + \omega_{12} D_{ago} + \\ &\omega_{13} D_{set} + \omega_{14} D_{out} + \omega_{15} D_{nov} + \omega_{16} D_{CONAB} + \omega_{17} D_{IBGE} + \omega_{18} D_{USDA} \end{aligned}$$

Na equação principal,  $\varphi_0$  representa o preço constante de risco,  $\varphi_{11}$  o preço variável de risco, e a somatória dos parâmetros nos retornos defasados medem a autocorrelação. As *dummies*  $D_{seg}$  a  $D_{qui}$  que representam os dias de semana de segunda a quinta e  $D_{jan}$  a  $D_{nov}$  os meses de janeiro a novembro, foram utilizadas para incluir os efeitos externos e sazonalidade, e  $D_{CONAB}$ ,  $D_{IBGE}$ ,  $D_{USDA}$  para captar o impacto individual destas agências sobre os retornos.

Ao redistribuir os pesos do cálculo da variância condicional, podemos utilizá-los para calcular a variância incondicional (ou variância de longo prazo) com  $\delta/1 - \alpha - \beta - \frac{\gamma}{2}$ , a previsão anterior pelo  $\beta$ , e as boas e más notícias, através de  $\alpha/2$  e  $(\alpha + \gamma)/2$  respectivamente.

#### 4. RESULTADOS E INTERPRETAÇÃO

Os procedimentos da pesquisa foram realizados através do *software e-views*. As estatísticas descritivas de cada variável estão apresentadas na tabela 1, em que podemos comparar o desvio padrão das amostras e observar maior volatilidade nos retornos de soja, que ainda possuem valores absolutos de máximo e mínimo superiores. Também verificamos que as duas *commodities* apresentam assimetria moderada e distribuição leptocúrtica, com coeficiente de curtose maior que três e teste de Jarque-Bera estatisticamente significativo, confirmando os resultados de Silva et al. (2005), Campos (2007) e Saes et al. (2014).

Tabela 1: Estatísticas Descritivas dos Retornos nos Contratos de Futuros de Milho e Soja.

Estatísticas	Retornos de Milho	Retornos de Soja
Média (%)	0,0265	0,0421
Mediana (%)	0,0000	0,0000
Máximo (%)	4,9938	7,7666
Mínimo (%)	-5,5496	-6,9469
Desvio Padrão (%)	0,9724	1,0321
Assimetria	0,1937	0,0913
Curtose	7,6889	9,3275
Jarque-Bera	3.869,2	6.187,5
Probabilidade (JB)	0,0000	0,0000
Observações	4.195	3.706

Fonte: Elaborado pelos autores.

A volatilidade também pode ser calculada pela média do valor absoluto dos retornos diários e do quadrado destes retornos, assim, a tabela 2 evidencia que os retornos nos dias de anúncio apresentam maior volatilidade, sendo 41% maior nos contratos de milho em relação aos dias sem anúncio e 59% maior nos contratos de soja em relação aos dias sem anúncio. Ainda é possível inferir com os resultados da tabela 2 que os anúncios da CONAB e USDA apresentam aproximadamente o mesmo impacto nos retornos do contrato futuro de milho e, no caso do retorno do contrato futuro de soja, os anúncios da USDA apresentam impacto superior aos anúncios da CONAB.

Tabela 2: Percentual Médio dos Retornos e da Volatilidade de Milho e Soja.

Amostra/Anúncio	Milho			Soja		
	$n$	$ \overline{R}_t $	$\overline{R}_t^2$	$n$	$ \overline{R}_t $	$\overline{R}_t^2$
Amostra Total	4.195	0,573	0,946	3.706	0,595	1,067
Anúncios CONAB	138	0,795	1,247	122	0,769	1,384
Anúncios USDA	137	0,774	1,349	121	1,068	2,475
Dias de Anúncio	235	0,793	1,318	211	0,917	1,954
Dias sem Anúncio	3.960	0,560	0,924	3.495	0,576	1,013

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para aprofundar-se na qualificação da volatilidade existente nestas amostras, foi utilizado o modelo TARCH-*in-mean* (1, 1) e seus parâmetros estão expostos na tabela 3. Os coeficientes estimados implicam que os retornos de soja apresentam um preço de risco constante de -0,01 e um componente variável de 0,08, ou seja, para cada acréscimo de um ponto percentual em seu desvio padrão condicional, os retornos aumentam 0,08 pontos percentuais. Estes coeficientes de milho resultam em 0,02 e -0,14, respectivamente. Em ambos mercados é presente a assimetria da reação do mercado aos diferentes tipos de notícias, ou seja, há efeito alavancagem, que eleva o período necessário para a dissipação dos impactos e retorno à média. Também foi observado que a autocorrelação prevalece na primeira defasagem de cada *commodity*.

Ao verificar o efeito dos dias da semana na equação principal dos contratos de milho, podemos conferir que todos os dias apresentam retornos maiores que na sexta, principalmente na segunda e quinta, já na amostra de soja, este efeito é estatisticamente insignificante. Os efeitos da sazonalidade expõem que todos os meses têm retornos inferiores aos de dezembro, sendo esta relação mais próxima em janeiro para o milho e julho para a soja.

Estimando o efeito dos anúncios das estimativas de safra, constata-se que o impacto é maior quando se trata daqueles realizados pelo USDA sobre os retornos dos contratos de soja, que apresenta coeficiente de volatilidade superior ao do milho. Os resultados apresentados na tabela 3 corroboram os resultados da tabela 2, pois ambos mostram que existe uma prevalência do efeito causado pelo USDA com relação aos anúncios da CONAB.

Os modelos apresentados em Isengildina et al. (2006) e Saes et al. (2014) também foram estimados, entretanto não foram apresentados pois o modelo com as estimações apresentadas na tabela 3 apresentaram melhores estatísticas<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> A tabela III no apêndice apresenta o resumo das estatísticas do modelo TARCH-*in-mean*.

Tabela 3: Modelo TARCh-in-mean das Amostras de Milho e Soja.

Variável	Milho		Soja	
	Coefficiente	Probabilidade	Coefficiente	Probabilidade
<b>Equação Principal</b>				
$h_t$	-0,1422	0,0000	0,0827	0,0028
$C$	0,0225	0,0001	-0,0155	0,0002
$R_{t-1}$	0,0721	0,0000	0,0262	0,0587
$R_{t-2}$	0,0160	0,1482	0,0199	0,1072
$R_{t-3}$	0,0080	0,4141	-0,0193	0,0467
$R_{t-4}$	0,0060	0,5078	0,0096	0,2605
$R_{t-5}$	0,0067	0,4342	0,0042	0,6334
$R_{t-6}$	0,0016	0,8477	0,0016	0,8726
$R_{t-7}$	0,0068	0,5128	0,0027	0,7854
$R_{t-8}$	0,0065	0,5228	0,0055	0,6057
$R_{t-9}$	0,0001	0,9846	0,0078	0,3419
$R_{t-10}$	-0,0010	0,8994	-0,0012	0,8125
$D_{Segunda}$	0,2522	0,0000	-0,0339	0,5514
$D_{Terça}$	0,0896	0,0437	-0,0052	0,9277
$D_{Quarta}$	0,1469	0,0016	0,0153	0,7849
$D_{Quinta}$	0,3384	0,0000	0,0175	0,6765
<b>Equação da Variância</b>				
$C$	0,4185	0,0000	0,4791	0,0000
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,0778	0,0000	0,0640	0,0000
$\varepsilon_{t-1}^2 I_{\varepsilon_{t-1} < 0}$	-0,0666	0,0000	-0,0455	0,0000
$h_{t-1}^2$	0,3731	0,0000	0,3865	0,0000
$D_{Segunda}$	0,1265	0,0000	0,1166	0,0000
$D_{Terça}$	0,4793	0,0000	0,8133	0,0000
$D_{Quarta}$	0,7572	0,0000	0,7241	0,0000
$D_{Quinta}$	0,7135	0,0000	0,3672	0,0000
$D_{Janeiro}$	-0,2468	0,0015	-0,5095	0,0000
$D_{Fevereiro}$	-0,4547	0,0000	-0,5058	0,0000
$D_{Março}$	-0,4553	0,0000	-0,5092	0,0000
$D_{Abril}$	-0,4551	0,0000	-0,5096	0,0000
$D_{Maio}$	-0,4556	0,0000	-0,4836	0,0000
$D_{Junho}$	-0,4558	0,0000	-0,5068	0,0000
$D_{Julho}$	-0,4561	0,0000	-0,1996	0,0001
$D_{Agosto}$	-0,4554	0,0000	-0,5089	0,0000
$D_{Setembro}$	-0,4513	0,0000	-0,4983	0,0000
$D_{Outubro}$	-0,4556	0,0000	-0,4366	0,0000
$D_{Novembro}$	-0,4541	0,0000	-0,5092	0,0000
$D_{CONAB}$	-0,0604	0,0000	-0,0896	0,0501
$D_{USDA}$	0,0352	0,0031	0,5114	0,0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

## 5. CONCLUSÃO

Este trabalho buscou apresentar se os preços e retornos dos contratos de milho e soja negociados na [B]<sup>3</sup> no período de 2009 a 2019 são afetados pelos anúncios de estimativas de safras da CONAB e do USDA. Considerando esta bolsa de valores, a presente metodologia ainda não havia sido empregada no Brasil, já que este estudo tem ganhado referência nacional na última década e os contratos com liquidação financeira de soja começaram a ser negociados em 2008, aumentando então a liquidez deste derivativo.

A análise de impacto dos fatores externos revelou que os efeitos dos dias da semana e sazonalidade são estatisticamente significantes, e que os anúncios do USDA, principalmente no mercado de soja promovem uma variação intensa sobre o retorno dos contratos, diferentemente do conteúdo informacional apresentado pela CONAB. Reforçando a convicção de que os agentes que operam neste mercado aguardam a confirmação deste levantamento através dos órgãos internacionais.

Como os choques tendem a permanecer por um período e o efeito alavancagem é considerável, intensifica-se a necessidade dos elementos de gestão de risco. Considerando que a liquidez da soja nesta bolsa tem aumentado significativamente e a partir de 2013 foram iniciadas as negociações de soja *cross-listing*, novos estudos podem captar outras perspectivas sobre a volatilidade dos retornos nestas *commodities*, que por sua vez, ganham cada vez mais espaço nas negociações internacionais, desempenhando papel relevante na pauta das exportações brasileiras, e compõem as principais cadeias produtivas no agronegócio do país.

## REFERÊNCIAS

BAUR, Robert F.; ORAZEM, Peter F. The rationality and price effects of US Department of Agriculture forecasts of oranges. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 2, p. 681-695, 1994.

BEGO, Marcelo. The Effects of IBGE and USDA Announcements on BM&FBOVESPA Soybean and Corn Futures Prices. In: **4ª Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities-BM&FBOVESPA-São Paulo, SP**. 2014.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, Tim; ENGLE, Robert F.; NELSON, Daniel B. ARCH models. *Handbook of econometrics*, v. 4, p. 2959-3038, 1994.

BRADFORD, David F.; KELEJIAN, Harry H. The value of information for crop forecasting with Bayesian speculators: Theory and empirical results. *The Bell Journal of Economics*, p. 123-144, 1978.

CAMPOS, Kilmer Coelho. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, 2007.

COLLING, Phil L.; IRWIN, Scott H. The reaction of live hog futures prices to USDA hogs and pigs' reports. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 72, n. 1, p. 84-94, 1990.

EGELKRAUT, Thorsten M. et al. An evaluation of crop forecast accuracy for corn and soybeans: USDA and private information agencies. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 35, n. 1, p. 79-95, 2003.

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 987-1007, 1982.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. Time-series econometrics: cointegration and autoregressive conditional heteroskedasticity. *Advanced information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel*, p. 1-30, 2003.

FACKLER, Paul L. *On the relation between futures price movements and USDA reports. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*. Chicago, 1985.

FAVRO, Jackelline; CALDARELLI, Carlos Eduardo; CAMARA, Marcia Regina Gabardo da. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015.

FRENCH, Kenneth R.; LEFTWICH, Richard H.; UHRIG, William. **The effect of scheduled announcements on futures markets**. *Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago*, 1989.

GARCIA, Philip et al. The value of public information in commodity futures markets. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 32, n. 4, p. 559-570, 1997.

GOOD, Darrel L.; IRWIN, Scott H. Understanding USDA corn and soybean production forecasts: Methods, performance, and market impacts over 1970-2005. 2006.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica-5**. Amgh Editora, 2011.

HAYAMI, Yujiro; PETERSON, Willis. Social returns to public information services: Statistical reporting of US farm commodities. *The American Economic Review*, v. 62, n. 1/2, p. 119-130, 1972.

LI, W. K.; LAM, K. Modelling asymmetry in stock returns by a threshold autoregressive conditional heteroscedastic model. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, v. 44, n. 3, p. 333-341, 1995.

MALKIEL, Burton G.; FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

NETO, Alexandre Assaf. **Mercado financeiro**. Atlas, 2009.

PAGAN, Adrian R.; SCHWERT, G. William. Alternative models for conditional stock volatility. *Journal of econometrics*, v. 45, n. 1-2, p. 267-290, 1990.

SAES, Maria Sylvia Macchione et al. Preços A Vista E Futuro Reagem Aos Anúncios Das Estimativas De Safra? Uma Análise Para Os Mercados De Café, Milho E Soja. In: **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41st Brazilian Economics Meeting]**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2014.

SEBASTIANI, Renata Elise Gaiotto. Vantagens no uso dos contratos de soja. *AgroANALYSIS*, v. 32, n. 11, p. 22, 2012.

SILVA, Washington Santos da; SÁFADI, Thelma; CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de. 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.

SUMMER, Daniel A.; MUELLER, Rolf AE. Are harvest forecasts news? USDA announcements and futures market reactions. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 71, n. 1, p. 1-8, 1989.

SWARAY, Raymond B. et al. *Volatility of primary commodity prices: some evidence from agricultural exports in Sub-Saharan Africa*. 2002.

ZAKOIAN, Jean-Michel. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and control*, v. 18, n. 5, p. 931-955, 1994.



## APÊNDICE

Tabela I: Data dos anúncios das estimativas de safra de milho e soja.

Data dos Anúncios							
CONAB				USDA			
08/01/09	10/04/12	09/07/15	11/10/18	12/01/09	10/04/12	12/08/15	08/11/18
05/02/09	10/05/12	11/08/15	08/11/18	10/02/09	10/05/12	11/09/15	11/12/18
09/03/09	05/06/12	11/09/15	11/12/18	11/03/09	12/06/12	09/10/15	14/01/19
07/04/09	05/07/12	09/10/15	10/01/19	09/04/09	11/07/12	10/11/15	08/02/19
07/05/09	09/08/12	10/11/15	12/02/19	12/05/09	10/08/12	09/12/15	08/03/19
08/06/09	06/09/12	11/12/15	12/03/19	10/06/09	12/09/12	12/01/16	09/04/19
07/07/09	09/10/12	12/01/16	11/04/19	10/07/09	11/10/12	09/02/16	10/05/19
06/08/09	08/11/12	04/02/16	09/05/19	12/08/09	09/11/12	09/03/16	11/06/19
08/09/09	06/12/12	10/03/16	11/06/19	11/09/09	11/12/12	12/04/16	11/07/19
07/10/09	09/01/13	07/04/16	11/07/19	09/10/09	11/01/13	10/05/16	12/08/19
05/11/09	07/02/13	10/05/16	08/08/19	10/11/09	08/02/13	10/06/16	12/09/19
08/12/09	07/03/13	09/06/16	10/09/19	10/12/09	08/03/13	12/07/16	10/10/19
07/01/10	09/04/13	07/07/16	10/10/19	12/01/10	10/04/13	12/08/16	08/11/19
09/02/10	09/05/13	09/08/16	13/11/19	09/02/10	10/05/13	12/09/16	10/12/19
09/03/10	06/06/13	06/09/16	10/12/19	10/03/10	12/06/13	12/10/16	10/01/20
07/04/10	09/07/13	06/10/16	08/01/20	09/04/10	11/07/13	09/11/16	11/02/20
06/05/10	08/08/13	10/11/16	11/02/20	11/05/10	12/08/13	09/12/16	10/03/20
08/06/10	10/09/13	08/12/16	10/03/20	10/06/10	12/09/13	12/01/17	09/04/20
08/07/10	09/10/13	10/01/17	09/04/20	09/07/10	08/11/13	09/02/17	12/05/20
05/08/10	08/11/13	09/02/17	12/05/20	12/08/10	10/12/13	09/03/17	11/06/20
09/09/10	10/12/13	09/03/17	09/06/20	10/09/10	10/01/14	11/04/17	10/07/20
07/10/10	09/01/14	11/04/17	08/07/20	08/10/10	10/02/14	10/05/17	
10/11/10	11/02/14	11/05/17		09/11/10	10/03/14	09/06/17	
09/12/10	12/03/14	08/06/17		10/12/10	09/04/14	12/07/17	
06/01/11	10/04/14	11/07/17		12/01/11	09/05/14	10/08/17	
09/02/11	08/05/14	10/08/17		09/02/11	11/06/14	12/09/17	
10/03/11	10/06/14	12/09/17		10/03/11	11/07/14	12/10/17	
06/04/11	09/07/14	10/10/17		08/04/11	12/08/14	09/11/17	
10/05/11	07/08/14	09/11/17		11/05/11	11/09/14	12/12/17	
08/06/11	09/09/14	12/12/17		09/06/11	10/10/14	12/01/18	
06/07/11	09/10/14	11/01/18		12/07/11	10/11/14	08/02/18	
09/08/11	11/11/14	08/02/18		11/08/11	10/12/14	08/03/18	
09/09/11	10/12/14	08/03/18		12/09/11	12/01/15	10/04/18	
06/10/11	09/01/15	10/04/18		12/10/11	10/02/15	10/05/18	
09/11/11	12/02/15	10/05/18		09/11/11	10/03/15	12/06/18	
08/12/11	10/03/15	12/06/18		09/12/11	09/04/15	12/07/18	
10/01/12	10/04/15	10/07/18		12/01/12	12/05/15	10/08/18	
09/02/12	12/05/15	09/08/18		09/02/12	10/06/15	12/09/18	
08/03/12	11/06/15	11/09/18		09/03/12	10/07/15	11/10/18	

Fonte: Dados da pesquisa.

Anexo II: Dados Indisponíveis<sup>10</sup> nos Boletins Diários do Centro de Memória da [B]<sup>3</sup>.

Dias Não Captados					
11/03/2009	01/09/2011	15/04/2016	31/10/2017	14/12/2018	24/07/2019
16/09/2009	24/04/2014	06/06/2016	17/11/2017	18/01/2019	30/01/2020
15/10/2009	16/12/2014	11/07/2016	04/01/2018	21/01/2019	07/02/2020
04/11/2009	26/01/2015	02/08/2016	17/01/2018	06/03/2019	20/02/2020
05/11/2009	06/03/2015	08/12/2016	06/07/2018	07/03/2019	28/02/2020
10/11/2009	06/04/2015	19/01/2017	13/09/2018	14/03/2019	02/03/2020
10/12/2009	22/04/2015	03/05/2017	14/09/2018	17/07/2019	04/06/2020
29/12/2010	21/05/2015	04/09/2017	26/09/2018	18/07/2019	05/06/2020
13/12/2010	16/07/2015	14/09/2017	21/11/2018	19/07/2019	17/06/2020
31/03/2011	04/08/2015	19/10/2017	22/11/2018	22/07/2019	24/06/2020
22/08/2011	19/11/2015	25/10/2017	27/11/2018	23/07/2019	

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela III: Resumo das Estatísticas do Modelo TARCh-*in-mean*.

Resumo das Estatísticas	Milho	Soja
R Quadrado ( $R^2$ )	0,0130	0,0066
R Quadrado Ajustado ( $\bar{R}^2$ )	0,0095	0,0025
Erro Padrão da Regressão	0,9735	1,0252
Soma dos Quadrados (Resíduos)	3.951,14	3.868,33
Função de Verossimilhança	-4.421.070	-4.221.718
Estat. Durbin-Watson	1,8762	1,9547
Média da Variável Dependente	0,0287	0,0412
D. Padrão da Var. Dependente	0,9782	1,0266
Critério de Info. Akaike	2,1304	2,3045
Critério de Info. Schwarz	2,1865	2,3667
Critério de Info. Hannan-Quinn	2,1503	2,3266

Fonte: Dados da pesquisa.

<sup>10</sup> Dados não disponíveis seja por erro do sistema ou informação alterada destes dias.