

## **ANÁLISE DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE COMMODITIES AGRÍCOLAS BRASILEIRAS**

**SINÉZIO FERNANDES MAIA**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA (UFPB)  
sineziomaia@yahoo.com.br

**ANA KAROLINY NASCIMENTO APOLINÁRIO**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE CAMPINA GRANDE (UFCG)  
anakaroliny.na@gmail.com

**NATHÁLLYA ETYENNE FIGUEIRA SILVA**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA (UFPB)  
nathallyaetyenne@gmail.com

## **Introdução**

O mercado futuro apresenta-se como um instrumento relevante de segurança e sinalização de preços para os participantes envolvidos da cadeia agroindustrial (BRESSAN, 2004). Segundo Ribeiro, Sousa e Rogers (2006), o setor agropecuário apresenta aspectos peculiares em relação aos outros setores econômicos, sendo considerada como uma atividade de risco elevado ao realizar investimentos, em virtude de fatores como clima, precificação dos produtos e alta variabilidade dos preços de mercado.

## **Problema de Pesquisa e Objetivo**

Diante do contexto de oscilações a partir de séries temporais em que as commodities agrícolas estão expostas, este estudo tem por objetivo: Analisar a volatilidade dos preços de uma amostra de cotações das commodities Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja de 2010 a 2015, por meio dos modelos da família ARCH (Autoregressive Conditional Heterocedasticity), com o intuito de identificar os comportamentos presentes nestas commodities.

## **Fundamentação Teórica**

Segundo Marques et al. (1999), ao estudar o comportamento dos preços, é relevante analisar três indicadores, são eles: a tendência, o ciclo e a sazonalidade. Fatores como políticas de estabilização do comércio e preço, intervenção do governo, altos custos de transporte e marketing, alta competitividade dos mercados, preferência dos consumidores, mudanças climáticas e informações, são considerados como principais causas da volatilidade dos preços (FAO, 2010).

## **Metodologia**

Para esta pesquisa utilizou-se as cotações diárias spot negociadas na BM&FBovespa das commodities Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja. O período compreende a 04/01/2010 até 29/12/2015, totalizando em 7448 observações spot. Para estimação dos modelos da família ARCH, realizou-se com base nos retornos das séries os testes de estacionariedade Augmented Dickey-Fuller (1981) e o Teste Phillips-Perron (1988), juntamente ao teste de normalidade Jarque-Bera.

## **Análise dos Resultados**

Em relação aos modelos aos testes de estacionariedade ADF e PP, a série de retornos das commodities estudadas mostraram-se estacionárias. Perante o modelo ARCH, a reação a choques de volatilidade para a série de retornos das commodities Boi Gordo, Café, Etanol e Milho apresentaram-se altas. No modelo GARCH, somente o Etanol apresentou alta reação a choques. No modelo EGARCH, o Boi Gordo e o Café confirmaram a alta reação a choques, sendo que no modelo TARARCH tais produtos indicaram o contrário.

## **Conclusão**

Os resultados da pesquisa corroboram com o artigo de Souza e Sebastiani (2012), ao verificar que no final de 2012 o Brasil apresentou um maior pico nos preços do milho, confirmando que o país se tornou uma referência no fornecimento do produto em virtude da queda da oferta nos Estados Unidos por fatores climáticos. O componente assimetria do modelo EGARCH indica a possibilidade do “efeito alavancagem” para o produto Milho. Já o modelo TARARCH indica este fato para Boi Gordo, Café e Milho.

## **Referências Bibliográficas**

BRESSAN, A. A. Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. RAE-eletrônica, v. 3, n. 1, 2004.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. Mercados futuros de commodities agropecuárias: Exemplos e aplicações para os mercados brasileiros. ESALQ/USP, 1999.

FAO. Policies for the effective management of food price swings in Africa. The transition of international maize price signals in eastern and southern Africa. Technical Brief, 2010.

# ANÁLISE DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS BRASILEIRAS

## 1 INTRODUÇÃO

Em uma economia movida por expectativas, o fator risco afeta a maneira pelo qual os investidores tomam suas decisões. Knight (1921) destaca-se na literatura pela sua definição clássica sobre risco, ao interpretá-lo como uma incerteza mensurável, em que a busca pela redução da incerteza sobre o futuro se dá através de modelos probabilísticos.

Markowitz (1952) impulsionou os estudos sobre o risco ao divulgar premissas fundamentais para a construção da chamada teoria das carteiras. Ao avançar em uma teoria de equilíbrio de mercado de preços sob condições de risco, a importância da diversificação foi propagada pelo autor e revolucionou os meios acadêmicos e os mercados financeiros como um meio de administrar o risco.

Destarte a contribuição de Sharpe (1964), o qual expõe a característica de dificuldade ao tentar prever o comportamento do mercado de capitais, devido à ausência de teorias microeconômicas que estudem condições de risco. Então, o autor buscou entender o risco do mercado por modelos de comportamento de preços, evidenciando a relação risco e retorno.

A teoria da utilidade dado incerteza permite avaliar a maneira pelo qual os investidores tomam decisões, os indivíduos são considerados como avessos ao risco e apresentam diferentes graus de aversão, sendo estabelecidos axiomas que resumem suposições sobre comportamentos consistentes e racionais, são eles: completude, transitividade, independência, mensurabilidade e classificação (COPELAND, 2005).

Partindo do pressuposto de que o risco está intrinsecamente relacionado a toda atividade econômica, fatores como as condições de mercado, mudanças nos ambientes políticos, econômicos ou até climáticos podem afetar de modo positivo ou negativamente a variabilidade dos preços de um ativo e, conseqüentemente, o resultado esperado em um investimento. Para entender e mensurar o que causou as oscilações advindas do mercado, as volatilidades e correlações dos fatores que causam impactos à dinâmica do preço do ativo são relevantes para um investidor (DUARTE JÚNIOR, 2001). Dessa maneira, o desvio padrão e a variância são medidas que comumente representam o risco de um ativo.

A fim de gerir as oscilações de preços, o mercado futuro apresenta-se como um instrumento relevante de segurança e sinalização de preços para os participantes envolvidos da cadeia agroindustrial (BRESSAN, 2004). Segundo Ribeiro, Sousa e Rogers (2006), o setor agropecuário apresenta aspectos peculiares em relação aos outros setores econômicos, sendo considerada como uma atividade de risco elevado ao realizar investimentos, em virtude de fatores como clima, precificação dos produtos e alta variabilidade dos preços do mercado físico e futuro.

Lamounier (2006) ressalta que nos mercados de *commodities* agropecuárias, a possibilidade de ocorrência de fenômenos naturais, como geadas ou secas, assim como super-safras, intervenções ou regulamentações governamentais inesperadas e barreiras à entrada de produtos nacionais nos mercados importadores, são exemplos de como o risco pode se manifestar e, possivelmente, provocar impactos diretos sobre o nível dos preços das *commodities*.

No âmbito brasileiro, os produtos agrícolas mais líquidos da BM&FBovespa são os contratos do Boi Gordo, Café, Etanol, Milho e Soja, de acordo com os critérios do Índice de *Commodities* Brasil (ICB), sendo configurados como os mais produzidos e exportados do país. Em virtude destas características, estas *commodities* foram selecionadas como objetos de estudo desta pesquisa.

Diante do contexto de oscilações a partir de séries temporais em que as *commodities* agrícolas estão expostas, este estudo tem por objetivo: **Analisar a volatilidade dos preços de uma amostra de cotações das *commodities* Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja de 2010 a 2015, por meio dos modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), com o intuito de identificar os comportamentos presentes nestas *commodities*.** Esta pesquisa contribui para a literatura por expor uma maior compreensão de como os preços do mercado de *commodities* agrícolas podem contribuir para a tomada de decisão dos agentes, além de discutir como a volatilidade dos preços destes produtos comportaram-se ao longo do período analisado.

Para estimação dos modelos da família ARCH, realizou-se com base nos retornos das séries os testes de estacionariedade Augmented Dickey-Fuller (1981) e o Teste Phillips-Perron (1988), juntamente ao teste de normalidade Jarque-Bera.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Mercado de *Commodities* Agrícolas e Volatilidade

Caracterizadas por serem produtos de origens primárias que são transacionados nas Bolsas de Mercadorias, as *commodities* são conhecidas por suas características únicas, tais quais: produtos em estado bruto ou com baixo grau de industrialização, com qualidade quase uniforme e produzidos e comercializados em grandes quantidades, podendo ser armazenados sem perdas significativas durante grande período (IMEA, 2015).

As bolsas de *commodities* foram criadas a partir da necessidade de transferência dos riscos atrelado à produção e comercialização de produtos agrícolas, e a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) está direcionada a exercer a função de organização, operacionalização e centralização do mercado de futuros, sendo considerado um meio de definição transparente dos preços para as transações de compra e venda de mercadorias ou ativos (BAYER, 2008).

As oscilações no preço de uma *commodity* são de fundamental importância tanto para o produtor, quanto para os compradores, de modo que muitas empresas realizam operações financeiras no intuito de se proteger das baixas ou aumentos dos preços e das variações cambiais, conforme afirma Bayer (2008).

Neste sentido, além de ser essencial a análise das oscilações dos preços, faz-se necessário conhecer as forças de mercado, pois elas dão origem a formação de preços, a sua transmissão e instabilidade, conforme MARQUES *et al.* (1999). Segundo o autor, ao estudar o comportamento dos preços, é relevante analisar três indicadores, são eles: a tendência, que permite determinar se a série histórica de preços possui uma trajetória alta de queda ou estável; o ciclo, que reflete o comportamento do produtor dentro do mercado e as variações nas ofertas dos produtos; e a sazonalidade, movimento dos preços nos tempos de safra e entressafra, nas estações do ano e até nos hábitos de consumo dos indivíduos, sendo comum preços mais baixos nos períodos de safra e mais altos durante a entressafra, em que o produto possivelmente está mais escasso.

Ao visualizar o preço como a variável mais importante no processo de tomada de decisões, Varian (2003) destaca que em um mercado perfeitamente competitivo, os agentes não precisam se preocupar com os preços de venda, devido a presença de produtos homogêneos sem variação de qualidade e evidentemente substitutos, atrelado a não existência do poder de mercado, informações simétricas a todos os agentes, inexistência de barreiras à negociação ou impostos e a ausência de custos de transação ou transporte. No entanto, o mercado de *commodities* agrícolas não é considerado perfeito, sendo as características intrínsecas dos produtos agrícolas como o milho, por exemplo, os fatores responsáveis pelas variações.

Segundo Moratoya (2014), a transmissão de preços influencia a volatilidade, sendo medido pela elasticidade da transmissão, representado pela variação percentual do preço de um mercado em relação a outro. Uma elasticidade representada por 1,0 em um mercado perfeitamente competitivo, indica que um aumento em um determinado mercado é refletido de forma precisa em outro mercado, de acordo com o autor supracitado.

Taylor (2005) define como volatilidade condicional aquela em que é medida através dos retornos passados ou séries históricas, sendo o desvio padrão dos retornos históricos observados, a principal medida condicionada a estimar previsões futuras. Altas volatilidades são relacionadas a grandes variações nos retornos, de modo que o mercado reconhece esta característica como um indicador de que há um maior risco ao investir. Por outro lado, baixos níveis de volatilidade em um referido produto são comparados a baixo nível de risco.

Fatores como políticas de estabilização do comércio e preço, intervenção do governo, altos custos de transporte e *marketing*, alta competitividade dos mercados, preferência dos consumidores, mudanças climáticas e informação de preços, são considerados como principais causas da volatilidade dos preços (FAO, 2010).

E diante das principais características ligadas ao mercado de *commodities*, é abordado a seguir alguns dos estudos empíricos ligados a volatilidade dos preços de *commodities*.

### 2.3 Estudos Anteriores

Vários estudos na literatura apresentam enfoque sobre as *commodities* agrícolas e a volatilidade dos retornos, sendo verificado como prática comum a análise de mercados de diferentes *commodities* ou a análise dos principais produtos agrícolas negociados na BM&F.

Com direcionamentos para análise da transmissão de preços de *commodities* para vários países, Conforti (2004) utilizou dados dos produtos soja, carne bovina e milho. Os resultados do estudo identificaram que há um alto grau de transmissão entre o Brasil e os preços verificados no mundo, sendo mais acentuado com a *commodity* soja, em virtude da sua alta representatividade no Brasil.

O estudo de Campos (2007) utiliza-se da classe de modelos de heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH e GARCH), para caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos mensais da soja, café, milho e boi gordo. Os achados apontam que fortes flutuações nos preços são uma característica destes produtos, e choques positivos ou negativos geram impactos com período longo de duração. Em relação a reação e persistência, o autor identificou valores próximos ou maiores do que um, sendo interpretados como um indicador de que os choques na volatilidade irão perdurar por algum tempo.

Com o objetivo de modelar séries temporais para efeito de previsão com diferenciação inteira e fracionária, Lima, Góis e Ulises (2007) utilizaram dados de preços futuros das *commodities* açúcar, café, boi gordo, milho e soja. Para esta pesquisa, os autores utilizaram de modelos de séries temporais do tipo ARMA/ARIMA, sendo estimados como termo de comparação com os modelos do tipo ARFIMA. Os resultados indicaram que todas as séries de retornos de preços futuros utilizados são estacionárias, sendo que o valor do *d* fracionário da série de açúcar indicou um comportamento de antipersistência a choques, em contrapartida as outras *commodities*.

Com foco em analisar a integração de mercados e a transmissão de preços entre os mercados físico de soja e milho ao nível de produtor no Brasil e o mercado futuro de milho, Libera e Waquil (2009) utilizaram de teste de raiz unitária, teste de co-integração, teste de causalidade de Granger, estimação da elasticidade de transmissão de preços e mecanismos de correção de erro. Os resultados indicam integração e transmissão de preços entre os seguintes mercados: físico milho e futuro milho; físico soja e futuro milho. Com relação este último, o

autor acentua o aspecto de que para cada 1 dólar por saco de 60Kg de variação no mercado futuro de milho, 50% desta variação é transmitida ao mercado físico de soja.

E com foco em investigar a eficiência e razão ótima de hedge para os mercados do boi, café, etanol, milho e soja, o estudo de Nogueira (2013) evidencia o possível fenômeno de diferenciais de razão ótima de hedge nos períodos de safra e entressafra através de modelos GARCH multivariados com termo de correção de erro. Com isso, os achados apontam que o investidor não necessita aumentar seu investimento no mercado futuro para as *commodities* estudadas durante a entressafra.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Fonte dos dados

Para esta pesquisa utilizou-se as cotações diárias *spot* negociadas na BM&FBovespa das *commodities* Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado (índice diário Paulínia), Milho e Soja. O período compreende a 04/01/2010 até 29/12/2015, totalizando em 7448 observações *spot*. A coleta dos dados necessários para esta pesquisa foi realizada na base da Thompson Reuters®. E diante da amostra de preços *spot* dos cinco produtos, calculou-se o retorno dos preços sob o princípio de log-normalidade, tal qual é exibido em (1):

$$r_t = \log \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

A partir do cálculo do retorno da série de preços das *commodities* agrícolas, foram realizados testes de estacionariedade, normalidade e mensuração dos modelos da família ARCH selecionados para este trabalho.

#### 3.2 Teste de Estacionariedade

Utilizou-se os testes Teste Augmented Dickey-Fuller (1981), teste DF, e o Teste Phillips-Perron (1988), teste PP, para verificar a estacionariedade da série dos retornos dos cinco produtos. De acordo com Enders (2004), um processo estocástico é não estacionário se sua média varia com o tempo ou sua variância varia com o tempo, podendo ainda ocorrer ambas as situações.

O teste de Dickey-Fuller (1981) pode ser mais bem entendido considerando um processo autoregressivo de primeira ordem, conforme exibe na expressão (2):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Se  $\rho = 1$ , temos que a variável  $Y_t$  possui uma raiz unitária. Com o intuito de descobrir se a série é não estacionária, calcula-se a estatística  $\tau = \delta/\sigma_\delta$ , cujos valores críticos foram tabelados por Dickey-Fuller e Makinon, para valores absolutos de  $\tau$  estimados maiores que o  $\tau$ , não rejeitamos a hipótese nula, isto é, a série possui raiz unitária e é não estacionária. O Teste ADF adiciona ao teste DF termos de diferenças defasados se o termo de erro for autocorrelacionado.

Phillips e Perron (1988) propuseram um método não paramétrico para controle de correlações seriais de ordens maiores (*higher order serial correlation*), sendo apresentado como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

O teste PP é usado para a determinação da existência de raiz unitária nas séries temporais. A hipótese nula é que a série contém raiz unitária e é, portanto, não estacionária. A hipótese alternativa significa que a série foi gerada por um processo estacionário.

### 3.3 Teste de Normalidade Jarque-Bera (JB)

Realizou-se a estatística de normalidade para a série de preços das *commodities* em estudo para o período de 04/01/2010 a 29/12/2015 a partir do teste de Jarque-Bera, com a finalidade de verificar se os resíduos destes apresentariam uma distribuição normal ou não. Conforme Gujarati (2011), o teste de normalidade JB é um teste assintótico (ou de amostra grande) baseados na assimetria e curtose das séries e utilizando o seguinte teste estatístico:

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (4)$$

Onde:  $n$  é o tamanho da amostra,  $S$  é coeficiente de assimetria e  $K$ , o coeficiente de curtose. Para variáveis normalmente distribuídas, a assimetria ( $S$ ) deve ser igual a 0 e a curtose ( $K$ ) igual a 3, esperando-se que o valor da estatística Jarque-Bera seja igual a zero.

### 3.4 Estimação da Volatilidade – Família ARCH

Os modelos econométricos apresentados a seguir foram desenvolvidos a fim de buscar entender o comportamento volátil dos preços de ativos, esses modelos são conhecidos como família ARCH. Com o intuito de selecionar o melhor modelo, foram utilizados os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC), destacando os modelos com os menores valores para esses critérios.

#### 3.4.1 Modelo ARCH

De acordo com Engle (1982), os erros de previsão existentes tendiam a ocorrer na forma de *clusters*, o que denota a presença de heterocedasticidade na qual a variância dos erros dependia do erro anterior, ou seja, o retorno de hoje dependeria do retorno observado no passado. O modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) tem a finalidade de capturar a heterocedasticidade condicional dos retornos financeiros, partindo do pressuposto de que este retorno não seria correlacionado serialmente, e com isso, sendo possível modelar simultaneamente a média e a variância de uma série, ora utilizando o conceito de variância condicional, modelada por um termo autorregressivo (AR). Neste contexto, o modelo ARCH é denotado por:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (5)$$

Onde:  $\sigma_t$  é a volatilidade condicional,  $\alpha_0$  é a constante,  $\alpha_1$ , o coeficiente de reação da volatilidade e  $\alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$  os efeitos de até  $p$  dias anteriores, no qual  $\varepsilon_t$  *i. i. d* (0,1).

#### 3.4.2 Modelo GARCH

O modelo GARCH, desenvolvido por Bollerslev (1986), é uma extensão do modelo ARCH, que permite a utilização de dois parâmetros que buscam capturar simultaneamente a média e a variância das séries. Um modelo GARCH ( $p, q$ ) é definido por:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_j \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

Em sua forma mais simples, o GARCH (1,1) tem a seguinte forma funcional:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

Com isso, a função de variância condicional inclui as variâncias passadas ( $\beta_j \sigma_{t-j}^2$ ), isto é, dos quadrados dos erros anteriores e também de sua própria variância (PONTES, 2013).

### 3.4.3 Modelo EGARCH

O modelo *Exponencial Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* – EGARCH foi proposto por Nelson (1991) e também tem a finalidade de capturar assimetrias. O modelo EGARCH é definido por:

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}^2) + \alpha \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) \quad (8)$$

Onde,  $\alpha$  é o coeficiente de reação da volatilidade;  $\beta$  é o coeficiente de persistência da volatilidade; é  $\gamma$  o coeficiente que capta a assimetria da volatilidade.

### 3.4.4 Modelo TARARCH

Uma das principais limitações do modelo GARCH é que o impacto de choques sobre a volatilidade é simétrico: choques positivos e negativos têm o mesmo impacto sobre a variância condicional. Dessa forma, Zakoian (1994) desenvolveu o modelo *Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* – TARARCH, pois considerou o fato dos mercados financeiros terem um comportamento assimétrico da volatilidade, ou seja, períodos de declínio nos preços são frequentemente acompanhados por períodos de volatilidade intensa, ao passo que períodos de elevação nos preços são seguidos por um nível de volatilidade mais brando (MARTINS, 2005). A variância condicional do modelo TARARCH é dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 \quad (9)$$

Em que  $\gamma$  é o coeficiente que capta a assimetria. Se  $\gamma \neq 0$  há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se  $\gamma > 0$  há o denominado “efeito alavancagem”. Se  $\gamma < 0$  o choque negativo aumenta a volatilidade mais que choques positivos.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A série de preços *spot* para o Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja foram utilizadas a fim de calcular o retorno para a série de preços com base na premissa de log-



normalidade e, diante disto, estimou-se as medidas descritivas conforme estão dispostas na Tabela 1 que segue:

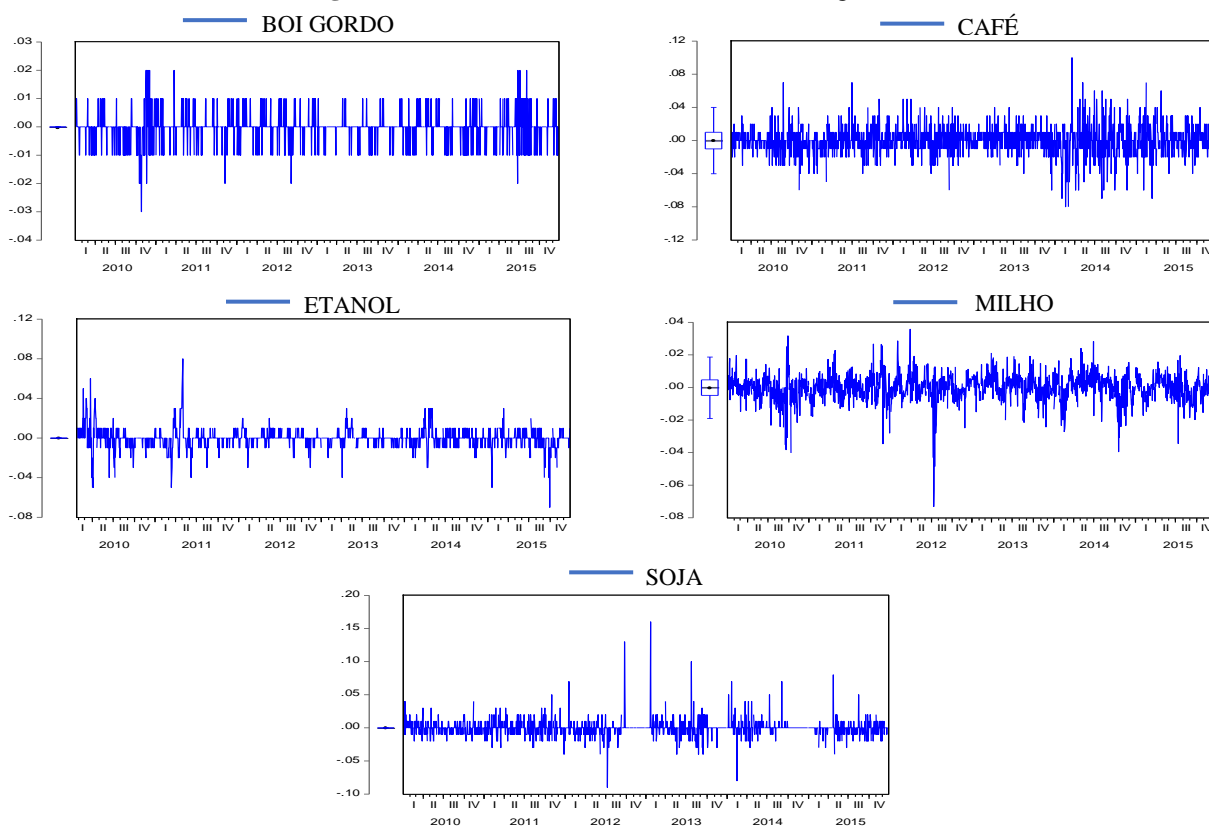
**Tabela 1 – Estatísticas Descritivas**

Medidas	Retorno Boi Gordo	Retorno Café	Retorno Etanol	Retorno Milho	Retorno Soja
Média	-0,0005	-0,0004	-0,0002	-0,0003	-0,0004
Mediana	-0,0004	-0,0004	0,00	0,0000	0,00
DP	0,0048	0,0173	0,0099	0,0088	0,0125
Variância	2,28E-05	0,0003	9,84E-05	0,0001	0,0001
Mínimo	-0,0282	-0,0827	-0,0681	-0,0732	-0,0880
Máximo	0,0222	0,1023	0,0804	0,0358	0,1584

Fonte: Elaboração Própria (2016)

Diante das medidas observadas na Tabela 1, avaliou-se que os retornos médios para os cinco produtos se comportaram negativamente, sendo o desvio padrão e a variância do Café Arábica o maior entre as *commodities* agrícolas. Os valores verificados na série do Café se distanciam da média de forma mais acentuada em relação aos outros produtos, em outras palavras, apresenta oscilações mais fortes em seus preços. Por outro lado, o desvio padrão e a variância do Boi Gordo são os menores quando comparados com os outros produtos, indicando que a série de preços se aproxima mais da média de modo a não apresentar oscilações fortes nos preços. A Figura 1 abaixo permite visualizar graficamente quais produtos sofrem maiores e menores impactos em termos de variações de preços e os períodos em que os picos foram mais acentuados.

**Figura 1 – Série de Retornos das Commodities Agrícolas**



Com base na Figura 1 observa-se que o produto Boi Gordo apresenta variações no retorno que se aproximam da média em quase todo o período em análise, sendo estas variações oriunda de um preço *spot* médio de R\$ 109,12 / 330 arrobas líquidas. O Café Arábica apresenta oscilações em seus retornos mais significativas no ano de 2014, em virtude da variação dos preços *spot* que foram negociados a R\$ 284,06 / 100 sacas de 60Kg líquidos, chegando até R\$ 511,05 / 100 sacas de 60Kg líquidos. Com relação ao Etanol, as variações nos retornos mostraram-se próximas a médias, sendo este produto negociado a um preço *spot* médio de R\$ 1165,78 / 30m<sup>3</sup>. A partir da série de retornos do milho, pode-se analisar que as oscilações se apresentam estáveis em torno do valor médio, com exceção da queda mais forte observada no ano de 2012, em que o retorno ficou em R\$ -0,0732 / 450 sacas de 60Kg líquidos. E, por conseguinte, a série de retornos da Soja apresenta variações fortes durante o período analisado, sendo verificado uma baixa no ano de 2012 que atingiu R\$ -0,0880 / 450 sacas de 60Kg líquidos, e no final do mesmo ano um pico positivo que atingiu um retorno de R\$ 0,1584 / 450 sacas de 60Kg líquidos.

Após a análise da série de retornos históricos para os cinco produtos, as medidas de formato, assimetria e curtose, assim como o teste de normalidade Jarque-Bera são expostos na Tabela 2 que segue:

**Tabela 2 – Medidas de Formato e Teste de Normalidade**

Medidas	Retorno Boi Gordo	Retorno Café	Retorno Etanol	Retorno Milho	Retorno Soja
Assimetria	0,0395	-0,0124	0,1709	-1,0732	2,7259
Curtose	3,0309	3,1717	10,6149	9,7198	33,5049
Jarque-Bera (x <sup>2</sup> )	484,1718	511,1823	574,178	3095,771	71460,18
Jarque-Bera (p-valor)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração Própria (2016)

De acordo com a Tabela 2, para as medidas de assimetria da série de retornos das *commodities* agrícolas, identificou-se que para os produtos Café Arábica e Milho, as distribuições são assimétricas a esquerda em virtude dos valores negativos. Já os produtos Boi Gordo, Etanol Hidratado e Soja apresentam-se como assimétricos a direita. O coeficiente de curtose indica distribuições leptocúrticas para todas as *commodities*, sendo verificados picos mais agudos e caldas mais pesadas na distribuição dos retornos. Em relação ao teste Jarque-bera, rejeita-se a hipótese de normalidade em virtude de todos os p-valores estarem abaixo de 0,05.

Com o intuito de verificar se a série de retornos apresenta estacionariedade, os testes Augmented Dickey-Fuller e o Teste Phillips-Perron foram estimados conforme exhibe a Tabela 3 abaixo:

Fonte: Elaboração Própria (2016)

**Tabela 3 - Testes de Estacionariedade**

Testes	Boi gordo		Café		Etanol		Milho		Soja	
	Valor	p-valor	Valor	p-valor	Valor	p-valor	Valor	p-valor	Valor	p-valor
ADF	-12,76	0,00	-39,33	0,00	-14,77	0,00	-10,1	0,00	-36,91	0,00
PP	-38,57	0,00	-39,33	0,00	-23,59	0,00	-31,44	0,00	-36,91	0,00

Fonte: Elaboração própria (2016)

O teste ADF e o teste PP (Tabela 3) indicam que a série de retornos para as *comodities* Boi Gordo, Café Arábica, Etanol, Milho e Soja são consideradas como estacionárias, rejeitando a hipótese nula da presença de raiz unitária para ambos os métodos utilizados. Diante disto,

para analisar dinâmica da volatilidade do retorno do milho, foram estimados 4 modelos pertencentes à família ARCH, o quais são apresentados nos tópicos que seguem.

#### 4.1 Modelo ARCH

A Tabela 4 exibe as estimações para o modelo ARCH a partir dos critérios de seleção de AIC e SIC. Também se estimou o teste LM de Breusch-Godfrey para analisar a autocorrelação dos resíduos e suas respectivas probabilidades. Os valores do AIC e SIC partem da premissa de que quanto menores, melhor o ajuste do modelo.

**Tabela 4 – Modelos ARCH, Critérios de Seleção e teste LM**

<b>BOI GORDO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
ARCH (1)	-7,6857	-7,6750	0,0528	0,8182
ARCH (2)	-7,7179	-7,7037	0,1091	0,7412
ARCH (3)	-7,7351	-7,7173	6,78E-05	0,9934
<b>ARCH (4)</b>	<b>-7,7478</b>	<b>-7,7265</b>	<b>0,0312</b>	<b>0,8598</b>
<b>CAFÉ</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
ARCH (1)	-5,2528	-5,2422	0,1555	0,6934
ARCH (2)	-5,2595	-5,2453	0,0635	0,8010
<b>ARCH (3)</b>	<b>-5,2641</b>	<b>-5,2463</b>	<b>0,0273</b>	<b>0,8687</b>
ARCH (4)	-5,2669	-5,2456	0,0577	0,8101
<b>ETANOL</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
ARCH (1)	-6,7003	-6,6895	1,5876	0,2079
ARCH (2)	-6,8044	-6,7900	0,2318	0,6303
<b>ARCH (3)</b>	<b>-6,8357</b>	<b>-6,8177</b>	<b>0,2847</b>	<b>0,5937</b>
ARCH (4)	-6,8360	-6,8144	0,2726	0,6016
<b>MILHO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
ARCH (1)	-6,6515	-6,6408	0,0002	0,9875
ARCH (2)	-6,7346	-6,7204	0,3301	0,5656
ARCH (3)	-6,7609	-6,7431	0,0326	0,8565
<b>ARCH (4)</b>	<b>-6,7613</b>	<b>-6,7400</b>	<b>0,0282</b>	<b>0,8665</b>
<b>SOJA</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>ARCH (1)</b>	<b>-5,9046</b>	<b>-5,8940</b>	<b>0,0210</b>	<b>0,8847</b>
ARCH (2)	-5,9002	-5,8860	0,1737	0,6769
ARCH (3)	-5,8701	-5,8523	0,3043	0,5812
ARCH (4)	-5,8743	-5,8530	0,2443	0,6212

Fonte: Elaboração Própria (2016)

Com base nos dados da Tabela 4, o modelo ARCH (4) mostrou-se como o mais adequado para o produto Boi Gordo, por apresentar o melhor desempenho em relação ao AIC (-7,7478) e SIC (-7,7265). Para o Café Arábica o ARCH (3) foi considerado como o modelo que mais se ajusta, com valores do AIC e SIC em -5,2641 e -5,2463, respectivamente. Para o Etanol Hidratado o ARCH (3) foi o modelo indicado com valores do AIC em -6,8357 e SIC em -6,8177. Identificou-se que o modelo ARCH (4) é o que melhor se ajusta para o produto Milho por apresentar o melhor desempenho dos valores do AIC (-6,7600) e SIC (-6,7534). Para o produto Soja, o modelo ARCH (1) mostra-se como o mais adequado, devido os valores do AIC (-5,9046) e SIC (-5,8940) selecionados apresentarem o melhor desempenho.

Os valores dos coeficientes dos modelos ARCH escolhidos estão dispostos conforme as equações a seguir, sendo o Boi Gordo representado em (10), Café Arábica em (11), Etanol Hidratado em (12), Milho em (13) e Soja em (14).

$$h_t = 1,67E - 05 + 0,1105X_{t-1}^2 + 0,0839X_{t-2}^2 + 0,0864X_{t-3}^2 + 0,1054X_{t-4}^2 \quad (10)$$

$$h_t = 0,0002 + 0,1300X_{t-1}^2 + 0,1159X_{t-2}^2 + 0,0602X_{t-3}^2 \quad (11)$$

$$h_t = 2,70E - 05 + 0,4104X_{t-1}^2 + 0,2181X_{t-2}^2 + 0,1812X_{t-3}^2 \quad (12)$$

$$h_t = 0,0000 + 0,1072X_{t-1}^2 + 0,1810X_{t-2}^2 + 0,1679X_{t-3}^2 + 0,0327X_{t-4}^2 \quad (13)$$

$$h_t = 0,0001 + 0,0823X_{t-1}^2 - 0,0061X_{t-2}^2 - 0,0047X_{t-3}^2 \quad (14)$$

O modelo ARCH capta a reação a choques, de modo que a praxe para o coeficiente de reação é aproximadamente igual a 0,20. A reação a choques de volatilidade para a série de retornos das *commodities* Boi Gordo, Café, Etanol e Milho é alta, ou seja, as volatilidades destas séries apresentam picos pontiagudos por serem superiores a 0,20. Por outro lado, a Soja apresenta baixa reação a choque em virtude do coeficiente estar abaixo de 0,20. O modelo ARCH não é muito utilizado pelo fato de só captar a reação aos choques e por precisar de muitas defasagens.

## 4.2 Modelo GARCH

Neste tópico são expostas as modelagens realizadas para o modelo GARCH para as cinco *commodities* agrícolas utilizadas neste estudo. Destarte a característica de que o modelo GARCH descreveu a volatilidade para as *commodities* em estudo com menos parâmetros do que o modelo ARCH, conforme mostra a Tabela 5 que segue:

**Tabela 5 – Modelos GARCH, Critérios de Seleção e teste LM**

<b>BOI GORDO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>GARCH (1,1)</b>	<b>-7,7670</b>	<b>-7,7528</b>	<b>0,0573</b>	<b>0,8107</b>
GARCH (1,2)	-7,7657	-7,7479	0,0917	0,7620
GARCH (2,1)	-7,7644	-7,7431	0,1186	0,7305
GARCH (2,2)	-7,7657	-7,7479	0,0725	0,7878
<b>CAFÉ</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>GARCH (1,1)</b>	<b>-5,3407</b>	<b>-5,3265</b>	<b>0,6946</b>	<b>0,4047</b>
GARCH (1,2)	-5,3397	-5,3220	0,2229	0,6369
GARCH (2,1)	-5,3403	-5,3226	0,0010	0,9742
GARCH (2,2)	-5,3394	-5,3181	0,0212	0,8842
<b>ETANOL</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
GARCH (1,1)	-6,8321	-6,8176	0,5434	0,4611
<b>GARCH (1,2)</b>	<b>-6,8392</b>	<b>-6,8212</b>	<b>0,2012</b>	<b>0,6538</b>
GARCH (2,1)	-6,8323	-6,8143	0,2711	0,6026
GARCH (2,2)	-6,8386	-6,8170	0,2715	0,6024
<b>MILHO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
GARCH (1,1)	-6,7615	-6,7473	0,8570	0,3547
GARCH (1,2)	-6,7649	-6,7471	0,1746	0,6760
<b>GARCH (2,2)</b>	<b>-6,7647</b>	<b>-6,7433</b>	<b>0,0011</b>	<b>0,9733</b>
GARCH (2,1)	-6,7657	-6,7479	0,0035	0,9522
<b>SOJA</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>GARCH (1,1)</b>	<b>-5,9062</b>	<b>-5,8920</b>	<b>1,8334</b>	<b>0,1759</b>

GARCH (1,2)	-5,9087	-5,8910	2,6363	0,1047
GARCH (2,1)	-5,8677	-5,8500	0,1469	0,7015
GARCH (2,2)	-5,8721	-5,8509	0,1386	0,7097

Fonte: Elaboração Própria (2016)

Conforme os dados da Tabela 5, identificou-se que para o produto Boi Gordo o modelo GARCH (1,1) representa o que mais se ajusta em termos de valores do AIC (-7,7670) e SIC (-7,7528). Para o Café Arábica o GARCH (1,1) apresenta-se com o mais adequado com valores do AIC em -5,3407 e SIC em -5,3265. Para o Etanol Hidratado o GARCH (1,2) mostrou-se como o modelo que mais se ajusta, com valores do AIC e SIC em -6,8392 e -6,8212, respectivamente. Para o produto milho o modelo GARCH (2,2) é selecionado como o mais parcimonioso em termos de valores do AIC (-6,7647) e SIC (-6,7433). E para a Soja o modelo GARCH (1,1) é considerado como o que mais se ajusta em virtude do desempenho dos valores do AIC (-5,9061) e SIC (-5,8920).

Os valores dos coeficientes dos modelos GARCH escolhidos estão representados pelo Boi Gordo em (15), Café Arábica em (16), Etanol Hidratado em (17), Milho em (18) e Soja em (19).

$$h_t = 2,60E - 06 + 0,0982X_{t-i}^2 + 0,8036h_{t-j} \quad (15)$$

$$h_t = 2,96E - 06 + 0,0407X_{t-i}^2 + 0,9503h_{t-j} \quad (16)$$

$$h_t = 1,36E - 05 + 0,3902X_{t-i}^2 + 0,6493h_{t-1} - 0,1545h_{t-2} \quad (17)$$

$$h_t = 1,26E - 05 + 0,1025X_{t-1}^2 + 0,0870X_{t-2}^2 + 0,7824h_{t-1} - 0,1360h_{t-2} \quad (18)$$

$$h_t = 6,22E - 06 - 0,0033X_{t-i}^2 + 0,9644h_{t-j} \quad (19)$$

Neste modelo, a persistência dos choques na volatilidade é medida pela soma de  $(\alpha + \beta)$ , quanto mais próximo de 1, maior o tempo que o choque levará para dissipar-se. Para os modelos selecionados para *commodities* Boi Gordo, Café, Milho e Soja os componentes de reação indicaram baixa reação a choques, devido aos valores inferiores a 0,20. Os componentes de persistência indicaram que um choque na volatilidade demora um pouco para dissipar-se nos casos do Boi Gordo, Café e Soja, devido aos valores próximos de 0,80. As somas de  $\alpha$  e  $\beta$  apontam persistência dos choques para todos os produtos.

### 4.3 Modelo EGARCH

Neste tópico, o modelo EGARCH destaca-se por apresentar a característica de assimetria da volatilidade, de modo que a volatilidade reage de maneira assimétrica aos retornos. A Tabela 6 demonstra as modelagens realizadas para o referente modelo:

**Tabela 6** – Modelos EGARCH, Critérios de Seleção e teste LM

BOI GORDO				
Modelo	AIC	SIC	Teste LM	Prob.
<b>EGARCH (1,1)</b>	<b>-7,7591</b>	<b>-7,7413</b>	<b>0,4369</b>	<b>0,5087</b>
EGARCH (1,2)	-7,7578	-7,7364	0,2806	0,5963
EGARCH (2,1)	-7,7578	-7,7364	0,2586	0,6112
EGARCH (2,2)	-7,7570	-7,7321	0,4765	0,4901
CAFÉ				
Modelo	AIC	SIC	Teste LM	Prob.

EGARCH (1,1)	-5,3435	-5,3258	0,7566	0,3845
EGARCH (1,2)	-5,3422	-5,3209	0,8970	0,3437
EGARCH (2,1)	-5,3422	-5,3209	0,8220	0,3647
EGARCH (2,2)	-5,3418	-5,3169	1,6002	0,2061
<b>ETANOL</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
EGARCH (1,1)	-6,8285	-6,8105	0,0011	0,9731
EGARCH (1,2)	-6,8289	-6,8073	0,0212	0,8842
EGARCH (2,1)	-6,8306	-6,8090	0,1522	0,6964
<b>EGARCH (2,2)</b>	<b>-6,8497</b>	<b>-6,8245</b>	<b>0,3445</b>	<b>0,5573</b>
<b>MILHO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
EGARCH (1,1)	-6,7499	-6,7321	0,5758	0,4480
<b>EGARCH (1,2)</b>	<b>-6,7539</b>	<b>-6,7326</b>	<b>0,0012</b>	<b>0,9712</b>
EGARCH (2,1)	-6,7533	-6,7320	0,0630	0,8017
EGARCH (2,2)	-6,7485	-6,7236	0,2147	0,6431
<b>SOJA</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
EGARCH (1,1)	-5,9237	-5,9060	1,8816	0,1704
<b>EGARCH (1,2)</b>	<b>-5,9799</b>	<b>-5,9586</b>	<b>2,7708</b>	<b>0,0962</b>
EGARCH (2,1)	-5,9408	-5,9195	0,0938	0,7593
EGARCH (2,2)	-5,9403	-5,9155	0,1098	0,7403

Fonte: Elaboração Própria (2016)

Com base na Tabela 6, o modelo EGARCH (1,1) mostrou-se como o mais adequado para o produto Boi Gordo, por apresentar o melhor desempenho em relação ao AIC (-7,7591) e SIC (-7,7413). Para o Café Arábica o EGARCH (1,1) foi considerado como o modelo que mais se ajusta, com valores do AIC e SIC em -5,3435e -5,3258, respectivamente. Para o Etanol Hidratado o EGARCH (2,2) foi o modelo indicado com valores do AIC em -6,8497 e SIC em -6,8245. O modelo EGARCH (1,2) é o que melhor se ajusta para o produto Milho por apresentar o melhor desempenho dos valores do AIC (-6,7539) e SIC (-6,7326). Para o produto Soja, o modelo EGARCH (1,2) mostra-se como o mais adequado, devido os valores do AIC (-5,9799) e SIC (-5,9586) selecionados apresentarem o melhor desempenho.

Os valores dos coeficientes dos modelos EGARCH escolhidos estão representados pelo Boi Gordo em (20), Café Arábica em (21), Etanol Hidratado em (22), Milho em (23) e Soja em (24).

$$\ln(h_t) = -1,2144 + 0,1794 \ln(h_{t-1}^2) + 0,8945 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,0141 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) \quad (20)$$

$$\ln(h_t) = -0,2170 + 0,0914 \ln(h_{t-1}^2) + 0,9813 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,0398 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) \quad (21)$$

$$\ln(h_t) = -0,2097 + 0,5956 \ln(h_{t-1}^2) + 1,5320 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,5490 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-2}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,5198 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) - 0,0051 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-2}^2}} \right) \quad (22)$$

$$\ln(h_t) = -1,4204 + 0,2459 \ln(h_{t-1}^2) - 0,3735 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,0283 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) + 1,2446 \left( \frac{r_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}^2}} \right)$$

$$\ln(h_t) = -2,4675 - 0,0283 \ln(h_{t-1}^2) - 0,9871 \left( \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,0193 \left( \frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) + 1,7056 \left( \frac{r_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}^2}} \right) \quad (24)$$

No modelo EGARCH, o componente de assimetria é capturado de maneira incremental notícias positivas apresentam efeitos diferentes do que notícias negativas. Somente o produto Etanol apresentou para este modelo uma persistência relativamente alta (0,5956), indicando que um choque na volatilidade demora a dissipar-se. Para o componente de reação, os produtos Boi Gordo e Café indicaram alta reação devido aos valores bastante superiores a 0,20. E o componente de assimetria foi maior que zero somente para os produtos Milho e Soja, indicando a possibilidade do “efeito alavancagem”.

#### 4.4 Modelo TARCh

Neste tópico, o modelo TARCh é ressaltado por captar o efeito alavancagem, de modo que os choques positivos apresentam efeitos divergentes dos choques negativos na volatilidade. A Tabela 7 exhibe os resultados da estimação deste modelo:

**Tabela 7 – Modelos TARCh, Critérios de Seleção e teste LM**

<b>BOI GORDO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>TARCh (1,1)</b>	<b>-7,7664</b>	<b>-7,7486</b>	<b>0,1029</b>	<b>0,7483</b>
TARCh (1,2)	-7,7651	-7,7438	0,1691	0,6809
TARCh (2,1)	-7,7651	-7,7438	0,0559	0,8131
TARCh (2,2)	-7,7647	-7,7398	0,1103	0,7398
<b>CAFÉ</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
<b>TARCh (1,1)</b>	<b>-5,3458</b>	<b>-5,3280</b>	<b>0,3379</b>	<b>0,5611</b>
TARCh (1,2)	-5,3452	-5,3239	0,0088	0,9251
TARCh (2,1)	-5,3450	-5,3237	0,0062	0,9370
TARCh (2,2)	-5,3444	-5,3195	0,3001	0,5839
<b>ETANOL</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
TARCh (1,1)	-6,8346	-6,8166	0,7274	0,3939
<b>TARCh (1,2)</b>	<b>-6,8422</b>	<b>-6,8206</b>	<b>0,2375</b>	<b>0,6260</b>
TARCh (2,1)	-6,8363	-6,8147	0,2821	0,5954
TARCh (2,2)	-6,8415	-6,8163	0,2474	0,6189
<b>MILHO</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
TARCh (1,1)	-6,7618	-6,7440	0,8752	0,3496
TARCh (1,2)	-6,7670	-6,7457	0,1701	0,6800
<b>TARCh (2,1)</b>	<b>-6,7649</b>	<b>-6,7436</b>	<b>0,0154</b>	<b>0,9012</b>
TARCh (2,2)	-6,7659	-6,7411	0,0349	0,8516
<b>SOJA</b>				
<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>SIC</b>	<b>Teste LM</b>	<b>Prob.</b>
TARCh (1,1)	-5,9050	-5,8873	0,4459	0,5044

TARCH (1,2)	-5,9166	-5,8953	0,2850	0,5935
TARCH (2,1)	-5,8667	-5,8454	0,1508	0,6978
TARCH (2,2)	-5,8729	-5,8481	0,1398	0,7085

Fonte: Elaboração Própria (2016)

Pelos critérios do AIC e SIC, o TARCH (1,1) foi selecionado como o mais adequado para o produto Boi Gordo, com valores estimados em -7,7664 e -7,7486, respectivamente. Para o Café Arábica, o TARCH (1,1) também se mostrou como o mais adequado com valores do SIC em -5,3458 e AIC em -5,3280. Para o Etanol Hidratado o TARCH (1,2) foi o modelo indicado com valores do AIC em -6,8422 e SIC em -6,8206. Para o Milho, o modelo TARCH (2,1) é escolhido como o que mais se ajusta em termos de valores do AIC (-6,7649) e SIC (-6,7436). E para a Soja, o modelo TARCH (1,2) é definido como o mais adequado devido ao desempenho do AIC (-5,9166) e SIC (-5,8953).

Os valores dos coeficientes dos modelos TARCH escolhidos estão representados pelo Boi Gordo em (25), Café Arábica em (26), Etanol Hidratado em (27), Milho em (28) e Soja em (29).

$$\sigma_t^2 = 2,42E - 05 + 0,0820\varepsilon_{t-1}^2 + 0,0222\sigma_{t-1}^2 + 0,8143d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (25)$$

$$\sigma_t^2 = 3,76E - 06 + 0,0203\varepsilon_{t-1}^2 + 0,0368\sigma_{t-1}^2 + 0,9493d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (26)$$

$$\sigma_t^2 = 1,41E - 05 + 0,3202\varepsilon_{t-1}^2 + 0,1404\sigma_{t-1}^2 + 0,6463d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 - 0,1571d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = 0,0000144 + 0,085968\varepsilon_{t-1}^2 + 0,100985\varepsilon_{t-2}^2 + 0,038051\sigma_{t-1}^2 + 0,603743d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (27)$$

$$\sigma_t^2 = 4,08E - 07 - 0,0004\varepsilon_{t-1}^2 + 0,0006\sigma_{t-1}^2 + 1,9140d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 - 0,9164d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (28)$$

Para o modelo TARCH, a persistência para todos os produtos mostrou-se baixa, indicando que um choque na volatilidade não demora a dissipar-se. Na componente reação, os produtos Boi Gordo, Café, Milho e Soja indicaram baixa reação a choques devido aos valores inferiores a 0,20. Os componentes de assimetria para os produtos Boi Gordo, Café e Milho captaram efeitos positivos, indicando a presença de informação assimétrica e, consequentemente, o “efeito alavancagem”.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo se propôs a analisar a volatilidade dos preços diários por meio dos modelos da família ARCH, a partir de uma amostra de cotações *spot* das *commodities* brasileiras Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja, no período de 2010 a 2015, com o objetivo de identificar os comportamentos presentes nestas *commodities* ao longo destes anos.

Os resultados da pesquisa corroboram com o artigo de Souza e Sebastiani (2012), ao verificar que no final de 2012 o Brasil apresentou um o maior pico nos preços do milho, confirmando que o país se tornou uma referência no fornecimento do produto em virtude da queda da oferta nos Estados Unidos por fatores climáticos.

Em relação aos modelos aos testes de estacionariedade ADF e PP, a série de retornos das *commodities* estudadas mostraram-se estacionárias, corroborando com o estudo de Lima, Góis e Ulises (2007). O teste de normalidade Jarque-Bera comprova que a amostra em análise não apresenta normalidade, sendo consideradas assimétricas com uma distribuição que converge para uma característica leptocúrtica.

Perante o modelo ARCH, a reação a choques de volatilidade para a série de retornos das *commodities* Boi Gordo, Café, Etanol e Milho apresentaram-se altas. No modelo GARCH,



somente o Etanol apresentou alta reação a choques. No modelo EGARCH, o Boi Gordo e o Café confirmaram a alta reação a choques, sendo que no modelo TARARCH tais produtos indicaram efeito contrário.

Para a componente persistência, o modelo GARCH indicou que um choque na volatilidade demora um pouco para dissipar-se nos casos do Boi Gordo, Café e Soja, corroborando com o estudo de Conforti (2004). No EGARCH Somente o produto Etanol apresentou uma persistência relativamente alta. E no TARARCH a persistência para todos os produtos mostrou-se baixa, indicando que um choque na volatilidade não demora a dissipar-se.

E por fim, a componente assimetria do modelo EGARCH estimou um valor maior que zero somente para os produtos Milho e Soja, indicando a possibilidade do “efeito alavancagem” e o beneficiamento com arbitragem no mercado. Já no modelo TARARCH, os produtos Boi Gordo, Café e Milho captaram efeitos positivos, indicando a presença de informação assimétrica e, conseqüentemente, o benefício da alavancagem.

## REFERÊNCIAS

BAYER, F. M. Previsão do preço e da volatilidade de commodities agrícolas, por meio de modelos ARFIMA-GARCH. Dissertação. Universidade Federal De Santa Maria, 2008.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 303-27, 1986.

BRESSAN, A. A. Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. **RAE-eletrônica**, v. 3, n. 1, 2004.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de Produtos agropecuários no Brasil. **Revista de economia e agronegócio**, v. 5, n. 3, 2007.

CONFORTI, P. **Price transmission in selected agricultural markets. Commodities and Trade Division**. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper, 2004.

COPELAND, T. E.; WESTON, J. F.; SHASTRI, K. **Financial theory and corporate policy**, 2005.

DUARTE JÚNIOR, A. M. Risco: definições, tipos, medição e recomendações para seu gerenciamento. **Gestão de risco e Derivativos**. São Paulo: Atlas, 2001.

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

FAO. Policies for the effective management of food price swings in Africa. The transition of international maize price signals in eastern and southern Africa. Technical Brief, 2010.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. McGraw Hill Brasil, 2011.  
IMEA – Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária. Entendendo o mercado do milho. Jornalismo Agropecuário: uma oportunidade para sua carreira, 2015. Disponível em: <[http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos/Paper\\_jornalistas\\_Milho\\_AO.pdf](http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos/Paper_jornalistas_Milho_AO.pdf)>. Acesso em: jan, 2016.

- KNIGHT, F. H. **Risk, uncertainty and profit**. New York: Hart, Schaffner and Marx, 1921.
- LAMOUNIER, W. M. Análise da volatilidade dos preços no mercado spot de cafés do Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 8, n. 2, 2011.
- LI, Y.; GILES, D. E. Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets. University of Victoria, Canada. Department of Economics, 2013.
- LIBERA, A. A. D.; WAQUIL, P. D. Transmissão de preços entre mercados de soja. **Revista de Política Agrícola**, v. 18, n. 3, p. 58-69, 2009.
- LIMA, R. C.; GÓIS, M. R.; ULISES, C. Previsão de preços futuros de Commodities agrícolas com diferenciações inteira e fracionária, e erros heteroscedásticos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 621-644, 2007.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The journal of finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.
- MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: Exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. ESALQ/USP, 1999.
- MARTINS, Caroline Miriã Fontes. A volatilidade nos preços futuro do café brasileiro e seus principais elementos causadores. Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras. Minas Gerais, 2005.
- MORATOYA, E. E. Transmissão e volatilidade de preços das commodities agrícolas. Dissertação. Universidade Federal de Goiás, 2014.
- NELSON, D. Conditional heteroskedasticity in assets returns: a new approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-70. 1991.
- NOGUEIRA, C. M. da S. Eficiência e razão de hedge: uma análise dos mercados futuro brasileiros de boi, café, etanol, milho e soja. Dissertação. Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2013.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, n. 75, p. 335-346, 1988.
- PONTES, T. T. S. Precificação de opções sobre contratos futuros de boi gordo na BM&Fbovespa: um estudo das volatilidades. Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Administração. João Pessoa, 2013.
- RIBEIRO, K. C. S.; SOUSA, A. F.; ROGERS, P. Preços do café no Brasil: variáveis preditivas no mercado à vista e futuro. **REGE Revista de Gestão**, v. 13, n. 1, p. 11-30, 2006.
- SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The journal of finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.
- SOUZA, M. L. G. D.; SEBASTIANI, R. E. G. Recorde de negociações do milho. **BM&FBOVESPA – AgroANALYSIS**, v. 32, n. 10, p. 33, 2012.

TAYLOR, S. **Asset price dynamics, volatility, and prediction**. Princeton University Press, p.1-12, 2005.

USDA. United States Department of Agriculture. Data. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/data-products.aspx#.UWwtwGcz6EA>>. Acesso em: jan. 2016.

VARIAN, H. **Microeconomia – Princípios básicos**. Tradução da 6. Ed., Rio de Janeiro, 2003.

WESTERICH FILHO, V. A. Transmissão de preços no mercado de milho brasileiro: um estudo das regiões sul e centro-oeste. Dissertação. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2014.

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