

Análise da volatilidade dos preços da indústria canaveieira: uma aplicação dos modelos da família ARCH

Felipe Nogueira da Cruz¹
Mariane Santos Franço²

Resumo:

Por meio da utilização de extensões do modelo de heterocedasticidade condicional (família ARCH), este artigo procurou caracterizar a volatilidade das séries de retornos semanais dos produtos da indústria canaveieira: açúcar cristal, etanol anidro e etanol hidratado. O teste ARCH, de Engle, e a estimação do GARCH e IGARCH forneceram fortes evidências de que distúrbios irregulares nos preços dessas *commodities* podem provocar períodos de instabilidade no setor sucroalcooleiro. Níveis mais elevados de volatilidade foram encontrados na série de retorno do açúcar cristal e observou-se maior persistência temporal dos choques nas séries de retornos do etanol anidro e hidratado.

Palavras-chave: volatilidade dos preços agropecuários, açúcar cristal, etanol anidro, etanol hidratado.

Analysis of price volatility in sugarcane industry: an application of ARCH family models

Abstract:

Through the use of extensions of the conditional heteroskedasticity model (ARCH family), this article was aimed at characterizing the volatility of weekly returns of the products of the sugarcane industry: crystal sugar, anhydrous ethanol and hydrous ethanol. Both the Engle's ARCH test and the estimation of GARCH and IGARCH provided strong evidence that irregular disturbances in commodities prices can cause periods of instability in this industry. The highest levels of volatility were found in the crystal sugar series, while the larger temporal persistence of shock was observed in the anhydrous ethanol and hydrous ethanol series.

Keywords: agricultural price volatility, crystal sugar, anhydrous ethanol, hydrous ethanol.

Classificação JEL: O13, Q11.

¹ Doutorando em Ciência Econômica pela Universidade Estadual de Campinas. E-mail: felipenogueirabg@hotmail.com

² Doutoranda em Ciência Econômica pela Universidade Estadual de Campinas. E-mail: marisfranco-so@gmail.com

1. Introduo

O Brasil  o maior produtor mundial de cana-de-auar com, aproximadamente, 630 milhes de toneladas processadas na safra de 2014/2015 e, em 2014, esse setor foi o terceiro segmento na pauta de exportaes do agronegcio em termos de gerao de divisas externas (UNICA, 2015). Os produtos gerados nessa indstria, lcool e etanol, so obtidos por meio de um regime flexvel, no qual h a possibilidade de variao dos produtos finais obtidos a partir da cana. Essa variao  motivada principalmente pelo preo (WILKINSON, 2015).

O etanol vem sendo utilizado no Brasil desde a dcada de 1920, mas foi nos anos 1970 que este ganhou destaque com a criao do Pr-lcool, programa que incentivou a produo de lcool internamente. Em um contexto de crise energtica mundial, com os dois choques do petrleo e o aumento significativo dos preos do barril, o programa tinha como fim a diminuio da dependncia do pas sobre o mercado de petrleo importado (LEITE; LEAL, 2007; JOO; PORTO; GALINA, 2011).

O espao conquistado pelo etanol na matriz energtica brasileira foi diminuído ao longo dos anos 1990. Com a incerteza poltica do comeo da dcada, os baixos preos e a conseqüente estagnao da produo de etanol, a quantidade de carros a lcool, herana dos perodos anteriores, foi reduzida e o mercado voltou-se para os automveis movidos a gasolina. Com isso, houve um aumento do consumo de etanol anidro, que era misturado  gasolina, mas uma queda no consumo de etanol hidratado, utilizado nos carros movidos exclusivamente a lcool (FURTADO; CORTEZ; SCANDIFFIO, 2008).

No incio dos anos 2000, a indstria do etanol recuperou o flego com a introduo dos veculos com motor flexfuel no pas, que passaram a ser abastecidos tanto com gasolina quanto com lcool. Outro fator propulsor foi o aumento da quantidade obrigatria de etanol anidro a ser adicionado  gasolina. O setor viveu um salto considervel no perodo de 2006 a 2008, com a produo de etanol atingindo o montante aproximado de 26,6 bilhes de litros na safra 2008/2009. Entre a safra 2004/2005 e 2009/2010, a produo de cana-de-auar cresceu cerca de 45%, sendo que a rea de cultivo superou 7 milhes de hectares nesta ltima safra (Tabela 1).

Tabela 1 – Área de cultivo, produção e produtividade do setor sucroalcooleiro no Brasil

Ano-Safra	Área Cultivo Cana (mil hectares)	Produção Cana (mil toneladas)	Produtivida- de (kg/ha)	Produção Açúcar (mil tonela- das)	Produção Etanol (mil litros)
2004/05	5.625,3	415.694,5	73.897	26.621,2	15.416.668
2005/06	5.840,3	431.413,4	74.318	26.420,1	16.851.488,6
2006/07	6.163,3	474.800,4	77.038	30.223,6	17.432.178,0
2007/08	7.010,2	571.370,7	81.506	31.279,7	23.007.167,8
2008/09	7.057,9	571.434,3	80.965	31.620,2	26.683.424,9
2009/10	7.409,5	604.513,7	81.585	33.074,7	25.762.622,7
2010/11	8.056,1	623.905,3	77.446	38.168,4	27.595.483,3
2011/12	8.362,6	560.955,2	67.081	38.271,8	23.427.171,0
2012/13	8.485,0	588.915,7	69.407	38.336,9	23.640.465,1
2013/14	8.811,4	658.822,3	74.769	37.878,3	27.956.711,5
2014/15	9.004,5	634.767,0	70.495	35.560,2	28.659.927,7
2015/16	8.654,8	665.586,2	76.903	33.489,1	30.461.524,5

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Conab (2016).

A recente crise financeira e econômica mundial, iniciada em 2007 no setor de crédito imobiliário norte-americano, promoveu impactos significativos sobre a indústria sucroalcooleira. Houve redução abrupta das linhas de crédito para o setor e diminuição dos investimentos na renovação de canaviais, tratos culturais e adubação. O resultado foi uma queda acentuada dos níveis de produtividade, que atingiu 67 toneladas por hectare na safra 2011/2012, uma redução de 21,5% em relação à produtividade correspondente à safra 2007/2008 (Tabela 1). Além disso, muitas usinas que haviam contraído dívidas denominadas em dólar no período anterior tornaram-se financeiramente insustentáveis. O setor somou um prejuízo de mais de R\$ 4 bilhões, levando à falência inúmeras usinas (WILKINSON, 2015; UNICA, 2015).

A estagnação foi seguida por descobertas de novas reservas de petróleo no Brasil, o pré-sal, que contribuiu para uma reorientação da política energética brasileira. Essa reorientação foi acompanhada por uma política de controle do preço da gasolina como estratégia de combate à inflação no primeiro governo Dilma. Com o preço baixo da gasolina e as atenções voltadas ao pré-sal, o etanol foi deixado em segundo plano e sua competitividade caiu significativamente. Os preços do etanol, em muitos casos, não mais eram capazes de cobrir os custos da produção, agravando o endividamento do setor sucroalcooleiro (WILKINSON, 2015).

Apesar dos holofotes voltados para o pré-sal, a indústria canavieira não foi completamente negligenciada e alguns incentivos foram concedidos. Em 2012, o

BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social) disponibilizou uma linha de crédito especial para a renovação de canaviais no montante de R\$ 4 bilhões. Outras medidas importantes também foram implementadas em 2014 e 2015: reintrodução da taxa CIDE (Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico) sobre a gasolina; aumento da mistura de etanol na gasolina para 27%; eliminação da taxa de ICMS (imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação) para o álcool em Minas Gerais. Como consequência, o etanol passou a ter um preço competitivo nas bombas em diversas regiões, tornando sua produção novamente lucrativa (WILKINSON, 2015). A safra 2015/2016 registrou um volume recorde de 30,4 bilhões de litros de etanol.

Os impactos estruturais da crise e os desafios que o setor sucroalcooleiro enfrenta, contudo, continuam. De acordo com Luiz Augusto Barbosa Cortez, especialista em bionergia, a falta de planejamento do governo é a principal causa para a crise do etanol. A ausência de uma política com efeitos de longo prazo inibe a consolidação da indústria sucroenergética (BBC BRASIL, 2013). Com base nessa constatação, e considerando a importância da variável preço para a elaboração de estratégias para o setor, este estudo se propõe a analisar a volatilidade dos retornos semanais dos produtos derivados da cana: açúcar cristal, etanol anidro e etanol hidratado. Especificamente, pretende-se examinar a persistência de choques e a existência de assimetrias na volatilidade dos retornos dessas *commodities*.

De acordo com Saith e Kamitani (2012), um choque que gere o declínio ou o aumento do preço de uma *commodity* pode implicar períodos de intensa instabilidade em seu mercado, com perdas consideráveis. Sendo assim, a produção agropecuária necessita de instrumentos que minimizem o risco e auxiliem o processo de tomada de decisão dos agentes do agronegócio. Nessa mesma direção, Campos (2007) advoga a necessidade de se conhecer o padrão de flutuação sazonal ou volatilidade dos preços agropecuários para que possam ser implementadas políticas de estabilização ao longo do ano. Nas palavras desse autor, "(...) a formação do preço, como elemento controlador do mecanismo de troca, reveste-se de singular importância para o Governo na formulação e na aplicação de políticas eficientemente direcionadas ao setor agropecuário" (CAMPOS, 2007, p. 304). Nesse sentido, espera-se que a análise da volatilidade dos preços da indústria canieira contribua com o processo de antecipação e/ou com um maior entendimento dos efeitos dos choques, gerando evidências relevantes para a formulação de políticas para o setor.

O presente artigo divide-se em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, consta uma revisão de literatura em que são apresentados alguns estudos econométricos sobre variações nos preços de *commodities* agrícolas. A terceira seção descreve a metodologia aplicada para alcançar os objetivos propostos, elucidando o método estatístico empregado, a seleção e o tratamento das variáveis. O procedimento consiste na estimação dos modelos GARH, IGARCH e TARCh. Em seguida, a quarta seção discute os resultados da análise de volatilidade das séries de retornos da indústria canieira. Por fim, na quinta seção são feitas as considerações finais.

2. Revisão de literatura

Não raramente observa-se a ocorrência de distúrbios irregulares que afetam as condições de demanda e oferta do mercado agropecuário. Esses choques podem apresentar origens diversas: dificuldades impostas ao planejamento da produção; instabilidade no abastecimento devido a alterações climáticas e surtos de doenças epidemiológicas; flutuações nos índices de preços em razão da queda ou da intensidade das colheitas, de oscilações nos mercados internacionais e das variações cambiais; alterações nas políticas econômicas domésticas e externas (MATTOS; CASSUCE; MÜLLER, 2006; CAMPOS, 2007).

A absorção dos choques nesse setor ocorre por meio de ajustes nos preços dos produtos agropecuários, ajustes estes dependentes da magnitude e da persistência dos distúrbios. Considerando que as flutuações cíclicas ou sazonais dos preços provocam instabilidade, tanto nas rendas dos produtores e investidores quanto nas despesas dos consumidores, tais oscilações podem ser interpretadas como o grau de risco ou de incerteza a que estão submetidos esses agentes.

A análise do comportamento das séries históricas de preços é de fundamental relevância para a economia, uma vez que praticamente todas as fases das relações econômicas estão diretamente relacionadas com essa variável. Particularmente, o exame dos preços agropecuários configura-se como um exercício de interesse geral, dada a expressiva participação das atividades ligadas ao agronegócio no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, bem como as interações dessas atividades com os demais setores da economia nacional.

A Econometria oferece um conjunto de técnicas estatísticas capazes de captar a persistência de choques sobre o retorno de séries econômicas e, também, a assimetria desses distúrbios. Saith e Kamitani (2012), por exemplo, apontam que a modelagem da variância condicional das séries de preços constitui uma importante ferramenta para compreensão do padrão de comportamento dessas variáveis, fornecendo suporte a um melhor planejamento da atividade econômica.

Tentativas de fornecer subsídios para o delineamento de estratégias adequadas, para o gerenciamento do risco de variações nos preços (retornos) de commodities agrícolas, com base na Econometria, são apresentadas em diversos trabalhos (SILVA; SÁFADI; CASTRO JÚNIOR, 2005; MATTOS; CASSUCE; MÜLLER, 2006; CAMPOS, 2007; CAMPOS; PIACENTI, 2007; SAITH; KAMITANI, 2012; MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012; CASTRO JÚNIOR; SILVA, 2013; FERREIRA; DANIEL; LIMA, 2016). Tais estudos procuram caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos de produtos agropecuários a partir de extensões do modelo de heterocedasticidade condicional (família ARCH).

Saith e Kamitani (2012) aplicaram as variantes do modelo ARCH para investigar a volatilidade de três das principais *commodities* brasileiras: café, milho e soja. A estimação econométrica mostrou que os retornos diários dos preços de todos os produtos examinados possuem alta volatilidade. Tais resultados corroboraram

aqueles alcanados por Campos (2007). No caso desse ltimo estudo, o autor verificou a presena de heterocedasticidade condicional nas sries de retornos mensais da soja, caf, milho e boi gordo. Ao observar os somatrios do coeficiente de reao (ARCH) com o coeficiente de persistncia (GARCH), para as quatro *commodities* investigadas, Campos (2007) constatou valores prximos ou superiores  unidade, o que revela que os choques na volatilidade desses produtos perduram por um longo tempo.

A pesquisa de Saith e Kamitani (2012) tambm identificou a presena de assimetria nas sries de retorno do caf e milho, indicando que choques negativos sobre a volatilidade tm maior impacto do que choques positivos, levando, portanto, maior tempo para se dissipar. Em um trabalho anterior, Silva, Sfadi e Castro Jnior (2005) j haviam detectado fortes sinais de persistncia e assimetria na volatilidade dos retornos desses dois produtos agrcolas.

Mattos, Cassuce e Mller (2006) realizaram uma anlise da volatilidade do retorno mensal do boi gordo. A estimao dos modelos GARCH e TARARCH indicou que a varincia condicional da srie, sob a ocorrncia de choques, tende a crescer com o tempo. A presena de assimetria, por sua vez, foi rejeitada com base nos modelos TARARCH e EGARCH. Campos e Piacenti (2007) aplicaram essas mesmas extenses da classe de modelos de heterocedasticidade condicional para delinear estratgias adequadas para o gerenciamento do risco de variaes nos retornos de trs produtos agroenergticos: soja, mamona e cana-de-aar. Verificou-se que os somatrios dos coeficientes de reao e de persistncia aproximaram-se da unidade, indicando que os choques na volatilidade levam algum tempo para se dissipar. Ademais, as culturas da mamona e cana-de-aar apresentaram varincia condicional assimtrica, dessa forma, para a cana-de-aar constatou-se tambm a presena do efeito alavancagem³.

Castro Jnior e Silva (2013) analisaram o comportamento dos retornos dos preos do leo de girassol, relacionando-o aos possveis riscos aos produtores, dadas as variaes de preos sobre o leo. Para isso, os autores utilizaram os modelos ARCH, GARCH e TARARCH. Atravs da anlise empregada, foi constatado que a variabilidade dos retornos do leo de girassol possui dependncia condicional e baixa persistncia na resposta aos choques na varincia, reduzindo riscos de produo com relao aos preos dos produtores.

Ferreira, Daniel e Lima (2016) buscaram verificar se os preos da mamona na Bahia estavam sujeitos  instabilidade estrutural e, tambm, analisar o impacto do Programa Nacional de Produo e Uso do Biodiesel (PNPB) sobre tal instabilidade. Utilizando dados sobre preos recebidos pelos produtores, pela saca de 60 kg da mamona na Bahia, de frequncia semanal, de 09 de janeiro de 2002 a 29 de junho

³ Verifica-se a presena do efeito alavancagem quando os perodos de queda no preo do produto so marcados por intensa volatilidade, enquanto que perodos de alta nesse mesmo preo apresentam uma volatilidade mais baixa.

de 2011, totalizando 488 observações, os autores empregaram modelos TGARCH e EGARCH. Eles concluíram que os preços da mamona na Bahia são instáveis e os aumentos nos preços elevam a instabilidade. Além disso, constatou-se, também, que o PNPB aumentou o risco de preço no estado.

Margarido, Azevedo e Shikida (2012) também utilizaram os modelos das famílias ARCH/GARCH para examinar a série de preços semanais do etanol anidro, no estado de São Paulo. O objetivo do trabalho foi investigar a eficiência de ajuste a choques e se há evidências de coordenação oligopolista no mercado de etanol. Verificou-se uma elevada volatilidade, porém com rápida diluição dos choques de preços e ausência de assimetria. Os resultados corroboram as hipóteses de um mercado concorrencial e ressaltam que o movimento recente de concentração produtiva foi insuficiente para impor rigidez à formação do preço do etanol.

O Quadro 1 sintetiza, em ordem cronológica de publicação, os diversos trabalhos descritos, apresentando os objetivos, variáveis e métodos utilizados, bem como os resultados alcançados em cada um deles.

Quadro 1 – Aplicação de modelos da classe ARCH e resultados obtidos em estudos selecionados

	OBJETIVO	VARIÁVEIS E MÉTODOS	RESULTADOS
Silva, Sáfadi e Castro Júnior (2005)	Examinar o processo de volatilidade dos retornos do café e da soja	Séries de preços mensais à vista em dólares do café em coco (preço/kg – 1967-2002) e da soja em farelo (preço/tonelada métrica – 1957-2002) obtidas da base de dados do IPEA; aplicação dos modelos GARCH, EGARCH e TARCH	Sinais de persistência e assimetria na volatilidade de ambas as séries; a criação e o fomento de instrumentos de hedging podem ser estratégias adequadas em face da grande volatilidade e persistência acentuada de choques sobre os retornos dessas commodities
Mattos, Cas-suce e Müller (2006)	Analisar o processo de volatilidade do retorno mensal do boi gordo	Série mensal do preço médio recebido pelo produtor do boi gordo em corte (entre 1967 e 2005) obtida da Revista Agro-analysis da FGV; aplicação dos modelos GARCH, EGARCH e TARCH	A estimação dos modelos GARCH e TARCH indicou que a variância condicional da série, sob a ocorrência de choques, tende a crescer no tempo; a presença de assimetria foi rejeitada com base nos modelos TARCH e EGARCH
Campos (2007)	Caracterizar e examinar a volatilidade das séries de retornos mensais da soja, café, milho e boi gordo	Séries de preços mensais (entre 1967 e 2006) obtidas da base de dados da FGV – Preços Agropecuários; aplicação dos modelos ARCH e GARCH	Presença de heterocedasticidade condicional nos retornos das séries; o somatório dos coeficientes de reação e de persistência aproximou-se ou excedeu a unidade, revelando que choques na volatilidade perduram por longo tempo

Campos e Piacenti (2007)	Caracterizar e analisar a volatilidade das sries de retornos mensais dos produtos agroenergticos: soja, mamona e cana-de-aar	Sries de preos mensais (entre 1967 e 2006) obtidas da base de dados da FGV; aplicao dos modelos ARCH/GARCH e suas extenses (TARCH e EGARCH)	Somatrio dos coeficientes de reao e de persistncia aproximou-se da unidade, indicando que os choques na volatilidade perduram por algum tempo; as culturas da mamona e cana-de-aar apresentaram varincia condicional assimtrica; presena de efeito alavancagem no mercado de cana-de-aar
Saith e Kamitani (2012)	Estimar e analisar a volatilidade no mercado agropecurio brasileiro, tomando como base trs das principais commodities: milho, caf e soja	Sries de preos dirios (entre 2005 e 2011) obtidas na base de dados do CEPEA/ESALQ; aplicao dos modelos ARCH, GARCH e TARCH	Alta volatilidade dos retornos dirios dos preos das commodities, sendo que a soja apresentou os maiores coeficientes de reao e persistncia; assimetria de choques apenas nos mercados de caf e milho
Margarido, Azevedo e Shikida (2012)	Verificar a presena de volatilidade e de assimetria na srie de preos semanais do etanol anidro no estado de So Paulo	Srie de preos semanais (2002-2010) obtida na base de dados do CEPEA/ESALQ; aplicao dos modelos da famlia ARCH/GARCH	Apesar da alta volatilidade, o mercado de etanol responde rapidamente aos choques; ausncia de assimetria de choques
Castro Jnior e Silva (2013)	Analisar os retornos do leo de girassol, enfatizando o risco de mercado, medido pelo comportamento condicional da varincia	Sries de preos mensais (1960 – 2011) obtidas na base de dados do IPEA; aplicao dos modelos ARCH, GARCH e TARCH	Variabilidade dos retornos possui dependncia condicional, baixa persistncia na resposta aos choques na varincia, reduzindo riscos de produo com relao aos preos dos produtores
Ferreira, Daniel e Lima (2016)	Verificar se os preos da mamona na Bahia esto sujeitos  instabilidade e se a implementao do Programa Nacional de Produo e Uso do Biodiesel elevou tal instabilidade	Sries de preos semanais, oriundos da Secretaria de Agricultura da Bahia (2002 – 2011); aplicao de modelos TGARCH e EGARCH	Preos da mamona na Bahia so instveis, aumentos nos preos elevam a instabilidade e PNPB aumentou o risco de preo no estado

Fonte: Elaborao prpria com base nos autores mencionados.

O presente artigo recorre s mesmas tcnicas de estatsticas dos trabalhos descritos, entendendo que a Econometria oferece instrumentos relevantes para caracterizar e examinar a volatilidade das sries de retornos dos produtos agropecurios. A originalidade deste artigo reside na opo pelo exame dos produtos da indstria canvieira (aar cristal, etanol anidro e etanol hidratado). No obstante, a existncia de estudos sobre a cana-de-aar (CAMPOS; PIACENTI, 2007)

e o etanol (MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012) permite à literatura ressentir-se contemplada por uma análise dos produtos do setor sucroalcooleiro de modo abrangente. Entende-se que essa última opção, ora adotada, justifica-se pela importância desse setor na economia brasileira. Adicionalmente, o presente artigo abrange um período não analisado nos trabalhos citados – final de 2002 a meados de 2016 –, captando os impactos da recente crise mundial e da política energética, adotada no primeiro governo Dilma, sobre a indústria sucroenergética.

3. Metodologia

3.1. Modelo econométrico

Os modelos econométricos tradicionais supõem que a variância da estrutura de erros se mantém constante ao longo do tempo. No entanto, as séries econômicas podem apresentar períodos de pequena volatilidade seguidos de períodos de acentuada volatilidade. Nesses casos, a variância dos erros de previsão altera-se de um período para outro e a hipótese de homocedasticidade não mais se sustenta (MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012).

Campos (2007) aponta que séries econômicas, como preços de ativos, taxas de inflação, taxas de câmbio, dentre outras, apresentam valores que oscilam consideravelmente ao longo do tempo. Nos mercados financeiros e de *commodities*, por exemplo, tal variabilidade pode ser explicada pelas mudanças nas políticas econômicas domésticas e externas, bem como nas relações internacionais de comercialização de produtos. Em geral, observa-se que as séries relacionadas a esses mercados não possuem uma distribuição normal-padrão, dada a elevada probabilidade da ocorrência de choques externos.

Para capturar a autocorrelação na variância das perturbações, Engle (1982) desenvolveu o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH). Esse modelo foi posteriormente generalizado por Bollerslev (1986) com o GARCH, originando uma vasta literatura sobre o assunto. Uma das principais razões para o surgimento dessas modelagens econométricas foi a introdução de questões relacionadas ao risco e à incerteza na teoria econômica moderna.

Neste trabalho, são estimadas três extensões do modelo original desenvolvido por Engle (1982), a saber, os modelos GARCH, IGARCH e TARARCH. A variância condicional fornecida por essas estimações é utilizada como proxy para a volatilidade das séries de retorno das *commodities* investigadas.

3.1.1. Modelo ARCH

O modelo ARCH foi desenvolvido por Engle (1982) a fim de estimar a variância da inflação no Reino Unido. Sua premissa básica é a de que o retorno de um ativo qualquer não é correlacionado serialmente, mas a variância condicional (volatilidade) é a função quadrática dos retornos passados. Campos (2007) descreve que a ideia principal do modelo ARCH é o fato de que a variância do erro no período de tempo t , ε_t , depende do quadrado do termo de erro no período imediatamente anterior, ε_{t-1}^2 .

Considere o seguinte modelo autorregressivo:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Supondo que a variância da equação (1) não seja constante ao longo do tempo, é possível modelar essa variância por meio de um processo ARMA de ordem p , utilizando o quadrado dos resíduos estimados:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + v_t \quad (2)$$

considerando que v_t constitui um ruído branco⁴.

Se os valores de $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$, forem iguais a zero, então a variância estimada resume-se à constante, significando que a hipótese de homocedasticidade é válida. Caso contrário, a variância condicional de y_t é um processo do tipo autorregressivo e a equação (2) pode ser utilizada para se prever a variância condicional no período $t + 1$:

$$E_t \left[\hat{\varepsilon}_{t+1}^2 \right] = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t+1-p}^2 \quad (3)$$

Conforme destacam Margarido, Azevedo e Shikida (2012), a especificação linear apresentada na equação (2) não é a mais conveniente, sendo mais tratável especificar o termo de erro v na forma multiplicativa. Engle (1982) propôs o seguinte modelo multiplicativo condicional heterocedástico:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (4)$$

⁴ Um processo *white noise* ou ruído branco é identicamente e independentemente distribuído, com média zero. A sua função de autocorrelação (FAC) é igual a zero para todas as defasagens, exceto para a defasagem de ordem zero. Um ruído branco completamente aleatório implica na impossibilidade de prever seu comportamento por meio de qualquer processo de estimação (MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012).

em que ε_t é um processo ruído branco, tal que $\sigma_v^2 = 1$, ε_t e v_t são independentes um do outro. Ademais, para garantir que a variância condicional seja positiva, algumas restrições sobre os parâmetros são necessárias: $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_1 < 1$.

A equação (4) representa um modelo autorregressivo de ordem 1 (somente choques no período $t - 1$ afetam o comportamento da sequência ε no período t), podendo ser estendido para ordens mais elevadas. Nesse caso, o modelo é denominado ARCH(p):

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (5)$$

A equação (5) abrange os diversos choques localizados nos períodos de ε_{t-1} até ε_{t-p} e que produzem diferentes impactos sobre o comportamento de ε_t .

3.1.2. Modelo GARCH

Uma generalização do modelo ARCH foi sugerida por Bollerslev (1986), o chamado modelo GARCH (*generalized* ARCH). Bollerslev (1986) utilizou um modelo autorregressivo de médias móveis (ARMA) ao invés de um modelo autorregressivo conforme proposto anteriormente por Engle (1982). A opção por essa modelagem é explicada pelo fato de um modelo ARCH, de ordem mais elevada, possuir uma representação GARCH mais parcimoniosa, uma vez que há menos parâmetros a serem estimados (MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012).

Um modelo GARCH pode ser representado por:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (6)$$

na qual $\alpha_v^2 = 1$ e

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (7)$$

As seguintes restrições são necessárias para garantir valores positivos para a variância condicional: $p \geq 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, 2, \dots, q$) e $\beta_j \geq 0$ ($j = 1, 2, \dots, p$). Ademais,

$$\sum_{i,j=1}^m (\alpha_i + \beta_j) < 1, m = \max(q, p)$$

Dado que v_t  um rudo branco, o qual  independente dos erros passados, ento as mdias condicional e incondicional de ε_t so iguais a zero. Tomando-se a esperana de (6), tem-se:

$$E[\varepsilon_t] = E[v_t \sqrt{h_t}] = 0 \quad (8)$$

A varincia condicional de ε_t  igual a $E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = h_t$. Isso implica ao fato de que a varincia condicional de ε_t  dada por h_t conforme apresentado na equao (7).

O modelo GARCH descreve a varincia condicional de uma srie de retornos como dependente de uma constante (α_0), com informaes defasadas de volatilidade (os termos ε_t) e de varincias previstas passadas (os termos h_{t-1}). A incluso de varincias condicionais defasadas objetiva capturar a aprendizagem adaptativa que pode caracterizar o processo (SILVA; SFADI; CASTRO JNIOR, 2005).

No modelo GARCH (p, q), p representa a ordem do componente ARCH (componente autorregressivo) e q a ordem do componente GARCH (componente de mdias mveis). Quando $p = 1$ e $q = 0$, tem-se um modelo ARCH de primeira ordem conforme representado pela equao (4), que  simplesmente um modelo GARCH (1,0). Se todos os β_j so iguais a zero, o modelo GARCH (p, q)  equivalente ao modelo ARCH (p).

As magnitudes dos coeficientes estimados para α_i e β_j em conjunto determinam as dinmicas de curto prazo da srie de tempo em funo de sua respectiva volatilidade. A persistncia de choques na volatilidade da srie de retornos  medida pela soma desses coeficientes. O somatrio que apresenta um valor baixo, prximo de zero, indica que um choque inicial sobre a volatilidade provocar efeitos rpidos sob o comportamento da srie e que, aps um curto perodo de tempo, sua varincia convergir em sua mdia histrica. Quanto mais prximo da unidade for o valor desse somatrio, mais vagarosamente o choque sobre a volatilidade se dissipar e maior ser o tempo necessrio para que a varincia convirja em sua mdia (CAMPOS, 2007; MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012).

3.1.3. Modelo IGARCH

Nas aplicaes do modelo GARCH (1,1), observou-se que no raro a soma dos parmetros α_i e β_j  muito prxima  unidade. Tal fato levou Engle e Bollerslev (1986) a desenvolverem o modelo IGARCH (*integrated* GARCH). Nesse modelo, um choque em um instante no tempo influencia ou permanece por um perodo longo de previso. Os autores verificaram essa persistncia na volatilidade dos retornos das bolsas (ENGLE; BOLLERSLEV, 1986).

A condio para que o modelo GARCH seja integrado  a de que:

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j = 1$$

A equação da variância no modelo IGARCH pode ser escrita do seguinte modo:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q (1 - \alpha_i) h_{t-j} \quad (9)$$

3.1.4. Modelo TARCh

Os modelos ARCH/GARCH tratam da variância dos retornos de maneira simétrica, já que ambos modelam a volatilidade utilizando uma função quadrática dos retornos. Entretanto, as evidências empíricas revelam que as variações negativas dos retornos dos ativos apresentam um peso maior do que as variações positivas, ao passo que a volatilidade associada a um choque negativo é maior do que a volatilidade associada a um choque positivo. Disso apreende-se o caráter assimétrico da volatilidade.

Existem diversas variações dos modelos ARCH/GARCH que tratam a variância de maneira assimétrica. Zakoian (1994), por exemplo, propôs o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional truncado (TARCH), o qual pode ser expresso da seguinte forma:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^r \gamma_k d_{t-k} \varepsilon_{t-k}^2 \quad (10)$$

em que d_{t-k} é uma variável binária, assume os seguintes valores:

$$d_{t-k} = \begin{cases} 1, & \text{se } \varepsilon_{t-k} < 0; \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Portanto, o efeito de choques positivos, $\varepsilon_{t-k} > 0$, sobre a variância condicional é dado por α_i , enquanto que o efeito de choques negativos, $\varepsilon_{t-k} < 0$, é dado por $\alpha_i + \gamma_k$. Se o coeficiente for significativamente diferente de zero, diz-se que a variância condicional é assimétrica. Caso contrário, se $\gamma_k = 0$, não há assimetria.

3.2. Descrio e fonte dos dados

Utilizaram-se dados secundrios correspondentes s sries de preos mdios semanais, recebidos pelos produtores de aar cristal (R\$/saca de 50 kg), etanol anidro e etanol hidratado (R\$/litro), de So Paulo. Os valores referem-se, portanto, aos negcios efetivados entre as usinas sucroalcooleiras, localizadas no estado de So Paulo, e os compradores/distribuidoras. Os dados foram obtidos do Centro de Estudos Avanados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (CEPEA/ESALQ). Para o aar cristal, tais dados abrangem o perodo compreendido entre 20 de maio de 2003 e 10 de maio de 2016, totalizando 675 observaes. Os dados referentes ao etanol anidro e etanol hidratado abrangem o perodo entre 29 de novembro de 2002 e 06 de maio de 2016, totalizando 702 observaes para cada um desses produtos.

Para modelar a volatilidade dos retornos gerados pelas *commodities*, calcularam-se os retornos compostos continuamente ou *log-retornos*. O retorno semanal do preo  vista das sries foi obtido aplicando-se a equao (11):

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

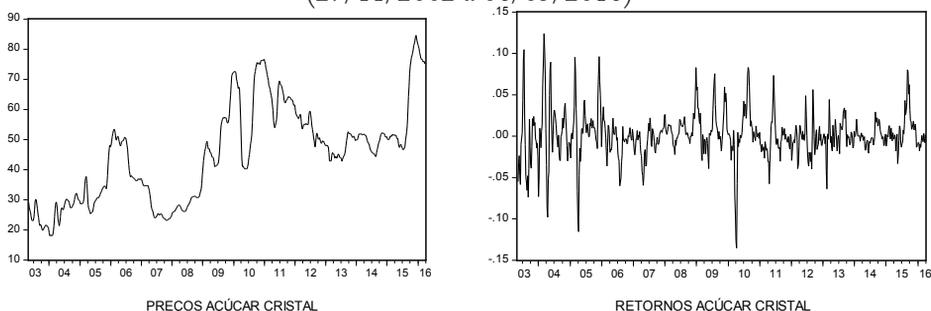
em que R_t  o retorno semanal do preo  vista da *commodity* examinada, $\ln(P_t)$  o logaritmo natural do preo no perodo t e $\ln(P_{t-1})$  o logaritmo natural do preo no perodo imediatamente anterior.

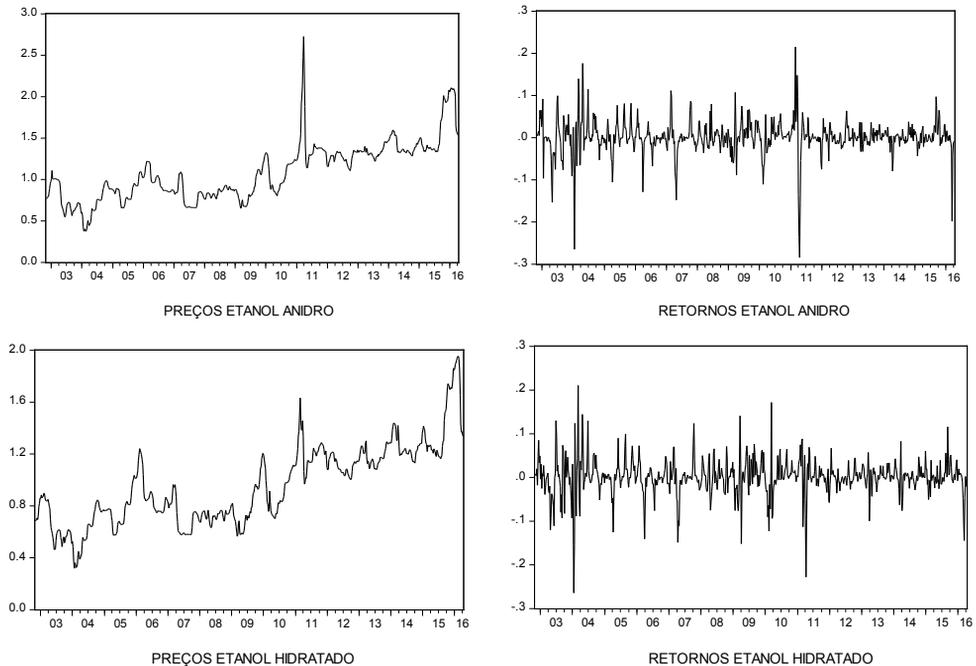
Com os retornos semanais de todas as sries obtidos, pde-se, ento, estimar os modelos e realizar inferncias estatsticas. O *software* utilizado para esse exerccio foi o *EViews 7*, da *IHS Inc*.

4. Resultados e discusso

O Grfico 1 ilustra o comportamento das sries de preos e retornos do aar cristal, etanol anidro e etanol hidratado no perodo de anlise.

Grfico 1 – Sries de preos e de retornos semanais recebidos por produtores de So Paulo: aar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)





Fonte: Resultados da pesquisa.

As estatísticas descritivas para as séries de retornos dos produtos examinados são reportadas na Tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas – Séries de retornos semanais recebidos por produtores de São Paulo: açúcar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)

Estatísticas	Açúcar Cristal	Etanol Anidro	Etanol Hidratado
<i>Média</i>	0,001415	0,000985	0,000956
<i>Mediana</i>	0,000631	0,000759	0,000781
<i>Desvio-Padrão</i>	0,027997	0,040134	0,040983
<i>Assimetria</i>	0,089062	-1,201329	-0,628989
<i>Curtose</i>	7,239153	14,38831	9,688141
<i>Teste Jarque-Bera</i>	505,5604	3956,745	1352,747
<i>Probabilidade (JB)</i>	0,00000	0,000000	0,000000
<i>Observações</i>	674	701	701

Fonte: Resultados da pesquisa.

A assimetria retrata o grau de afastamento de uma distribuição em relação ao

eixo de referncia traado sobre o valor de sua mdia. No caso da srie de retornos do aar cristal, dado que a mdia  maior que a mediana, tem-se uma assimetria  direita equivalente a 0,08. A curtose de 7,23 indica que a srie de retornos apresenta uma distribuio leptocrtica. Juntamente com a representao grfica do comportamento dos preos e dos retornos ao longo do perodo de anlise, essas medidas descritivas sugerem que a srie do aar cristal exibe sinais de heterocedasticidade e de agrupamento de volatilidade. Adicionalmente, o teste de normalidade de Jarque-Bera permite concluir que os dados no possuem distribuio normal.

Por meio da anlise das estatsticas descritivas referentes ao etanol anidro e ao etanol hidratado, verificou-se que as sries de retornos desses dois produtos tambm apresentam indcios de heterocedasticidade e de agrupamento de volatilidade: o teste Jarque-Bera rejeita a hiptese nula de que as amostras foram extradas de uma distribuio normal; o coeficiente de assimetria  diferente de zero, com a presena de assimetria negativa; a anlise de curtose indica que ambas as sries de retornos possuem distribuio leptocrtica em relao  normal.

O primeiro procedimento foi ajustar um modelo de mdias para cada uma das sries de retornos, regredindo-se a varivel dependente contra um termo constante. A fim de confirmar a evidncia de que a volatilidade das sries possui um padro ARCH, efetuou-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange, proposto por Engle (1982), nos resduos dos modelos ajustados. Os *p*-valores do teste, reportados na Tabela 3, fornecem fortes indcios contra a hiptese nula de no haver heterocedasticidade condicional nas sries de retornos dos produtos investigados.

Tabela 3 – Teste ARCH, de Engle, das sries de retornos semanais recebidos por produtores de So Paulo: aar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)

Resduos / Aar Cristal		Resduos / Etanol Anidro		Resduos / Etanol Hidratado	
Defasagens	Prob.	Defasagens	Prob.	Defasagens	Prob.
1	0,0000	1	0,0000	1	0,0000
5	0,0000	5	0,0000	5	0,0000
10	0,0000	10	0,0000	10	0,0000
20	0,0000	20	0,0000	20	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 4 contm as estimativas dos coeficientes das funes de autocorrelao (FAC) e de autocorrelao parcial (FACP) para os retornos e retornos ao quadrado do aar cristal, do etanol anidro e hidratado. As respectivas estatsticas Q (teste Ljung-Box) possuem probabilidades prximas a zero, levando  rejeio das respectivas hipteses nulas de que os resduos no esto autocorrelacionados. Isso significa que observaes adjacentes so correlacionadas, em conformidade com a presena do efeito ARCH nas sries: quando os mercados dos produtos examinados sofrem oscilaes significativas, a varincia das sries se amplia por um perodo determinado, criando agrupamentos temporrios de observaes autocorrelacionadas.

Tabela 4 – Estimativas dos coeficientes das funções FAC e FACP para as séries de retornos semanais recebidos por produtores de São Paulo: açúcar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)

Retornos – açúcar cristal					Retornos quadráticos – açúcar cristal				
k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0,790	0,790	422,01	0,000	1	0,688	0,688	320,75	0,000
2	0,502	-0,322	592,85	0,000	2	0,316	-0,301	388,26	0,000
3	0,262	-0,021	639,63	0,000	3	0,130	0,115	399,81	0,000
4	0,074	-0,091	643,38	0,000	4	0,123	0,105	410,03	0,000
5	-0,040	0,014	644,44	0,000	5	0,175	0,069	430,94	0,000
6	-0,079	0,023	648,71	0,000	6	0,148	-0,071	445,93	0,000
7	-0,085	-0,026	653,60	0,000	7	0,072	-0,003	449,48	0,000
8	-0,078	-0,016	657,71	0,000	8	0,042	0,055	450,67	0,000
9	-0,062	0,000	660,32	0,000	9	0,055	0,007	452,73	0,000
10	-0,070	-0,079	663,68	0,000	10	0,050	-0,044	454,46	0,000
Retornos – etanol anidro					Retornos quadráticos – etanol anidro				
k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0,569	0,569	228,09	0,000	1	0,451	0,451	142,93	0,000
2	0,225	-0,147	263,75	0,000	2	0,167	-0,046	162,48	0,000
3	0,091	0,042	269,65	0,000	3	0,138	0,101	175,96	0,000
4	0,024	-0,33	270,04	0,000	4	0,121	0,032	186,27	0,000
5	-0,66	-0,093	273,17	0,000	5	0,068	-0,006	189,58	0,000
6	-0,152	-0,095	289,51	0,000	6	0,132	0,122	201,90	0,000
7	-0,182	-0,057	313,11	0,000	7	0,226	0,143	238,29	0,000
8	-0,140	0,005	327,05	0,000	8	0,099	-0,091	245,21	0,000
9	-0,082	0,004	331,83	0,000	9	0,046	0,021	246,69	0,000
10	-0,044	-0,004	333,22	0,000	10	0,013	-0,054	246,81	0,000
Retornos – etanol hidratado					Retornos quadrát. – etanol hidratado				
k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	k	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0,448	0,448	141,05	0,000	1	0,286	0,286	57,751	0,000
2	0,060	-0,176	143,58	0,000	2	0,146	0,069	72,679	0,000
3	0,039	0,111	144,66	0,000	3	0,066	0,009	75,796	0,000
4	0,081	0,032	149,33	0,000	4	0,071	0,045	79,389	0,000
5	0,021	-0,045	149,63	0,000	5	0,088	0,058	84,888	0,000
6	-0,096	-0,100	156,20	0,000	6	0,105	0,063	92,715	0,000
7	-0,121	-0,039	166,60	0,000	7	0,220	0,179	127,10	0,000
8	-0,079	-0,024	171,07	0,000	8	0,056	-0,070	129,33	0,000
9	-0,054	-0,019	173,17	0,000	9	0,046	0,006	130,85	0,000
10	-0,49	-0,007	174,87	0,000	10	0,057	0,038	133,20	0,000

k = defasagens; FAC = coeficientes de autocorrelação; FACP = coeficientes de autocorrelação parcial; Q-Stat = teste de significância das autocorrelações; Prob = probabilidade do teste de significância. **Fonte:** Resultados da pesquisa.

A partir das evidncias/estatsticas de que os modelos mais adequados para as sries de retornos da indstria canvieira so modelos heterocedsticos, o prximo passo consistiu no ajuste de um conjunto de regresses das respectivas varincias condicionais.  importante lembrar que a presena do efeito ARCH implica no fato de que a varincia das sries no  constante e, por conseguinte, os resultados de eventuais testes aplicados sobre tais sries, a fim de avaliar a hiptese de existncia de raiz unitria, so viesados. Dada a impossibilidade de se testar a estacionariedade das sries, as defasagens das respectivas regresses no puderam ser identificadas com base na anlise dos correlogramas. Sendo assim, recorreu-se aos critrios de informao de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn para a seleo das defasagens. A Tabela 5 apresenta os critrios de informao associados aos diferentes modelos estimados.

Tabela 5 – Critrios de Informao de modelos estimados para as sries de retornos semanais recebidos por produtores de So Paulo: aar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)

SRIE RETORNOS AAR CRISTAL				
Critrio Informao	AR(1) / GARCH(1,1)	AR(1) AR(2) / GARCH(1,1)	AR(1) AR(2) / GARCH(1,2)	
AKAIKE	-5,604939	-5,639340	-5,637424	
SCHWARZ	-5,578124	-5,605782	-5,597154	
HANNAN-QUINN	-5,594555	-5,626344	-5,621828	
SRIE RETORNOS ETANOL ANIDRO				
Critrio Informao	AR(1) / IGARCH(1,1)	AR(1) AR(2) / IGARCH(1,1)	AR(1) AR(6) / IGARCH(1,1)	
AKAIKE	-4,056168	-4,077679	-4,080724	
SCHWARZ	-4,043165	-4,058153	-4,061110	
HANNAN-QUINN	-4,051141	-4,070131	-4,073140	
SRIE RETORNOS ETANOL HIDRATADO				
Critrio Informao	AR(1) / IGARCH(1,1)	AR(1) AR(2) / IGARCH(1,1)	AR(1) AR(2) / IGARCH(1,2)	
AKAIKE	-3,933105	-3,954724	-3,853201	
SCHWARZ	-3,920102	-3,935197	-3,827166	
HANNAN-QUINN	-3,928078	-3,947175	-3,843136	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com base na condição de minimização dos critérios de informação e nas vantagens de modelos parcimoniosos, identificou-se que o melhor modelo para o açúcar cristal foi um AR(1) e AR(2) para a classe GARCH(1,1), com os parâmetros estatisticamente relevantes ao nível de significância de 1%. Para os demais produtos, constatou-se um AR(1) e AR(6) para o etanol anidro, e um AR(1) e AR(2) para o etanol hidratado, dados os modelos da classe IGARCH(1,1).⁵ Nestes últimos casos, os parâmetros também mostraram-se estatisticamente significativos a 1%. Em seguida, analisou-se os correlogramas dos resíduos padronizados e dos quadrados dos resíduos padronizados para cada modelo ajustado, e verificou-se uma ausência de heterocedasticidade condicional nos resíduos desses modelos.

A estimação do GARCH/IGARCH permitiu captar a dinâmica da volatilidade das séries de retornos. As condições observadas para que a variância do processo seja positiva e fracamente estacionária são as de que os parâmetros de regressão sejam positivos e maiores do que zero. Na equação de variância, o parâmetro representado por “RESID(-1) ^ 2” constitui o coeficiente de reação da volatilidade, enquanto que o parâmetro “GARCH(-1)”, o coeficiente de persistência da volatilidade ou o risco na série de retorno.

Os resultados das estimativas (Tabela 6) mostram que o valor do coeficiente de reação associado ao açúcar cristal é igual a 0,36, ao mesmo tempo que o valor do coeficiente de persistência é 0,54, ambos significativos a 1%. Isso revela uma persistência de choques moderada sobre a volatilidade dos retornos desse produto. Para o etanol anidro, obteve-se um coeficiente de reação equivalente a 0,05, ao passo que para o etanol hidratado esse mesmo coeficiente é 0,10. Os coeficientes de persistência estimados, 0,94 para o etanol anidro e 0,89 para o etanol hidratado, revelam que os choques na variância levam muito tempo para se dissiparem, isto é, possuem elevada persistência temporal. Todos esses coeficientes são estatisticamente relevantes ao nível de significância de 1%.

⁵ Após a estimação dos modelos GARCH para as séries de retornos semanais do etanol anidro e hidratado, verificou-se que a soma dos coeficientes das respectivas equações de variância excedia a unidade. Sendo assim, foi utilizado como base o modelo IGARCH, respeitando-se, portanto, a restrição de que a soma dos parâmetros estimados seja igual à unidade.

Tabela 6 – Estimaco do Modelo GARCH/IGARCH para as sries de retornos semanais recebidos por produtores de So Paulo: aar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)

SRIE RETORNOS AAR CRISTAL – GARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padro	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,928560	0,041192	22,54281	0,0000
AR(2)	-0,211022	0,043222	-4,882324	0,0000
Equao de Varincia				
C	3,31E-05	4,08E-06	8,121358	0,0000
RE-SID(-1) ²	0,366361	0,054277	6,749797	0,0000
GARCH(-1)	0,549993	0,041116	13,37652	0,0000
SRIE RETORNOS ETANOL ANIDRO – IGARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padro	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,601069	0,021835	27,52811	0,0000
AR(6)	-0,114446	0,030557	-3,745304	0,0002
Equao de Varincia				
RE-SID(-1) ²	0,052749	0,0003326	15,85833	0,0000
GARCH(-1)	0,947251	0,0003326	284,7787	0,0000
SRIE RETORNOS ETANOL HIDRATADO – IGARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padro	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,612745	0,027128	22,58745	0,0000
AR(2)	-0,181845	0,027576	-6,594247	0,0000
Equao de Varincia				
RE-SID(-1) ²	0,102654	0,004351	23,59394	0,0000
GARCH(-1)	0,897346	0,004351	206,2461	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tais resultados no corroboram o trabalho de Margarido, Azevedo e Shikida (2012). Esses autores concluíram que, apesar da alta volatilidade, o mercado de etanol  capaz de responder rapidamente aos choques. De acordo com eles, a explicao desse processo encontra-se intimamente relacionada s caractersticas de oferta e demanda por etanol. Do lado da oferta, visto que na maior parte das usinas h alguma flexibilidade de alocao da cana para a produo de aar ou etanol, os usineiros podem arbitrar entre as duas *commodities*, conforme sua rentabilidade.

Essa arbitragem constitui uma importante fonte de dissipação do choque. Do lado da demanda, inovações tecnológicas, concernentes ao desenvolvimento dos motores de combustão *flexfuel*, permitem aos proprietários de automóveis alterarem a composição da relação gasolina/etanol consumidos. Sendo assim, choques de preço sobre o etanol podem ser atenuados por alterações no consumo de gasolina (MARGARIDO; AZEVEDO; SHIKIDA, 2012).

Cabe aventar algumas possíveis razões para essa divergência de resultados. Enquanto o trabalho de Margarido, Azevedo e Shikida (2012) compreendeu os anos de 2002 a 2010, o presente artigo estendeu o período analisado até meados de 2016, abrangendo os impactos mais duradouros da recente crise econômica e financeira mundial sobre o setor sucroalcooleiro no Brasil, bem como os efeitos das políticas energéticas adotadas no primeiro governo Dilma, particularmente o controle de preços da gasolina. É razoável supor que a falência de inúmeras usinas no contexto de crise internacional e de perda de competitividade do etanol – devida ao controle de preços da gasolina – influenciou o modo como os preços se ajustam. De um lado, o processo de concentração no setor sucroenergético decorrente das falências impactou na oferta, antes pulverizada entre um número maior de usinas. De outro, os patamares de preço em que a gasolina foi mantida contribuiu para agravar a situação adversa do setor, marcada pela perda de competitividade do etanol combustível, que só seria viável aos consumidores com preços impraticáveis pelos produtores já impactados pela crise internacional. Nesse cenário, embora os usineiros continuassem arbitrando entre a produção de açúcar e de álcool, a eficiência dessa arbitragem na dissipação de choques se reduziu.

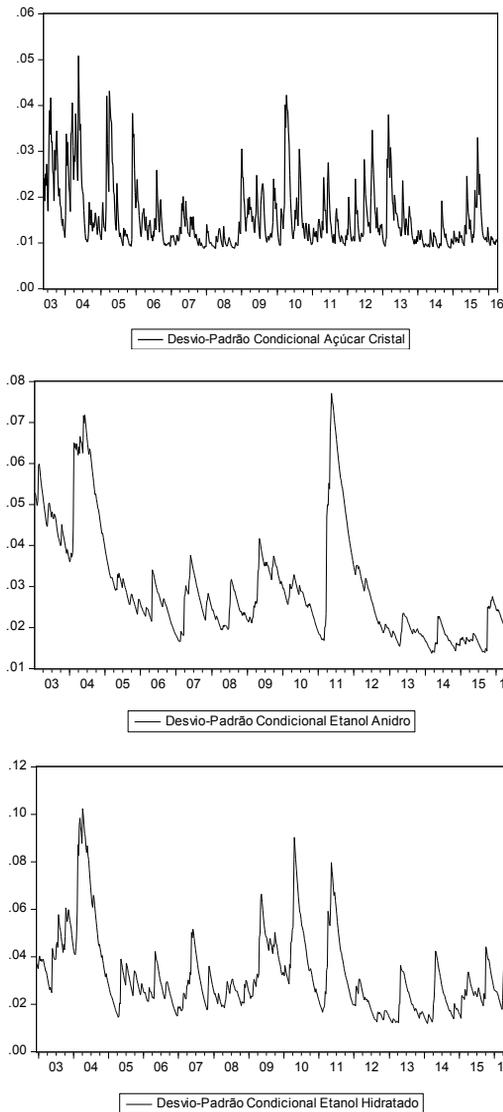
Do lado da demanda, sabe-se que, devido a questões relacionadas à eficiência dos motores, entre outras, o preço do etanol combustível deve estar significativamente abaixo do preço da gasolina, seu substituto direto no caso dos automóveis *flexfuel*, para conquistar a preferência dos consumidores. Dessa forma, choques de preço podem ter significativa persistência. Outro fator que concorre para esse resultado é o fato de que a demanda por etanol anidro mantém uma relação direta com a demanda por gasolina: considerando que a gasolina deve conter um percentual de etanol anidro definido pelo Ministério de Minas e Energia, é possível tomá-los como bens complementares. Logo, a demanda por etanol anidro é, de certa maneira, “garantida”, o que contribui para que o mecanismo de mitigação dos choques de preço não atue tão efetivamente nesse produto, já que a legislação nacional garante que ele será o aditivo usado na gasolina, em detrimento de outros, o que implica que ele não está exposto à concorrência de produtos alternativos.

Em suma, é provável que fatores tanto do lado da demanda quanto do lado da oferta influenciaram, nos últimos anos, a persistência de choques sobre o preço dos produtos da indústria canavieira. Disso apreende-se a maior temporalidade relativa exigida para que a variância condicional do etanol anidro e hidratado convirja à sua média histórica.

Com base nos resultados obtidos por meio da estimação do modelo GARCH/IGARCH, o Gráfico 2 ilustra o comportamento do desvio-padrão condicional para cada uma das séries de retornos dos produtos no período examinado. A análise gráfica revela que níveis mais elevados de volatilidade são encontrados na série do

aar cristal. A maior persistncia temporal dos choques, por sua vez, ocorre nas sries do etanol anidro e hidratado.

Grfico 2 – Desvio-Padro Condicional obtido da modelagem GARCH/IGARCH para as sries de retornos semanais recebidos por produtores de So Paulo: aar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, visando testar a presença de assimetria proporcionada por choques, foi estimado o modelo TARCH(1,1) para as séries de retornos. Seus resultados são reportados na Tabela 7. Considerando os critérios de informação e as vantagens de modelos parcimoniosos, a estimação das regressões para as séries de retornos do açúcar cristal e do etanol hidratado mantiveram as defasagens utilizadas no ajuste dos modelos GARCH/IGARCH. No caso do etanol anidro, foi necessária uma reformulação das defasagens para garantir as hipóteses do modelo TARCH: substituição do termo AR(6) por AR(5) (os novos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn são, respectivamente, -4,3822; -4,343; e -4,3671).

Tabela 7 – Estimação do Modelo TARCH para as séries de retornos semanais recebidos por produtores de São Paulo: açúcar cristal (20/05/2003 a 10/05/2016), etanol anidro e hidratado (29/11/2002 a 06/05/2016) [1]

SÉRIE RETORNOS AÇÚCAR CRISTAL – TARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,930458	0,042867	21,70557	0,0000
AR(2)	-0,211207	0,042248	-4,999248	0,0000
Equação de Variância				
C	3,12E-05	4,21E-06	7,427393	0,0000
RESID(-1) ^ 2	0,308074	0,052113	5,911700	0,0000
RESID(-1) ^ 2*(RESID(-1)<0)	0,132737	0,078058	1,700490	0,0890
GARCH(-1)	0,558150	0,039255	14,21873	0,0000
SÉRIE RETORNOS ETANOL ANIDRO – TARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,435329	0,029534	14,73992	0,0000
AR(5)	-0,079169	0,014136	-5,600365	0,0000
Equação de Variância				
C	0,000277	2,12E-05	13,07847	0,0000
RESID(-1)^2	1,086889	0,121136	8,972493	0,0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,025325	0,138032	0,183473	0,8544
GARCH(-1)	0,079916	0,032387	2,467543	0,0136
SÉRIE RETORNOS ETANOL HIDRATADO – TARCH(1,1)				
	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade
AR(1)	0,545609	0,042013	12,98669	0,0000
AR(2)	-0,019289	0,036237	-0,532296	0,5945
Equação de Variância				
C	0,000198	2,12E-05	9,353581	0,0000
RESID(-1)^2	0,648832	0,097414	6,660543	0,0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,079650	0,125337	0,635491	0,5251
GARCH(-1)	0,327861	0,044131	7,429340	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

O modelo TARARCH fornece evidncias de que no h assimetria na volatilidade dos retornos dos preos desses produtos, uma vez que o coeficiente da equao (10) – na Tabela 6, representado por “ $\text{RESID}(-1) \wedge 2 * (\text{RESID}(-1) < 0)$ ”, no se mostrou significativamente diferente de zero ao nvel de 5% para cada um deles. Sendo assim, choques positivos e negativos no produzem impactos distintos sobre a volatilidade, confirmando a no presena de assimetria. A investigao realizada por Margarido, Azevedo e Shikida (2012) tambm encontrou fortes evidncias contra a hiptese de choques assimtricos sobre o preo do etanol anidro.

5. Consideraes finais

Tentativas de fornecer subsdios para o delineamento de estratgias adequadas para o gerenciamento do risco de variaes nos preos de *commodities* agrcolas, com base em mtodos economtricos, so apresentadas em diversos trabalhos. Nessa mesma direo, o presente artigo procurou caracterizar a volatilidade das sries de retornos semanais dos produtos da indstria canavieira, dada a importncia desse segmento no agronegcio brasileiro e sua participao na pauta exportadora. Para tanto, foram utilizadas extenses dos modelos ARCH.

A realizao do teste ARCH, proposto por Engle (1982), apresentou fortes evidncias de que as sries de retornos dos produtos investigados apresentam heterocedasticidade condicional, implicando nos distrbios irregulares em seus preos, estes podem provocar perodos de instabilidade no setor sucroalcooleiro. A estimao do modelo GARCH/IGARCH corroborou tais evidncias. A anlise dos coeficientes de reao e de persistncia obtidos permitiu concluir que nveis mais elevados de volatilidade so encontrados na srie do aar cristal. A maior persistncia temporal dos choques, por sua vez, ocorre nas sries do etanol anidro e hidratado. O modelo TARARCH forneceu fortes indcios de que no h assimetria na volatilidade dos retornos dos preos das trs *commodities*. Isso implica que choques positivos e negativos no produzem impactos distintos sobre esses mercados.

Considerando o contexto da crise econmica mundial, a reorientao da poltica energtica brasileira e o controle de preos da gasolina no primeiro governo Dilma, o setor sucroenergtico foi fortemente impactado. Em primeiro lugar, como destacado por Wilkinson (2015), a situao financeira das usinas canavieiras tornou-se crtica no ps-crise, com dificuldades de custeio e uma onda de falncias, que levou a uma maior concentrao no setor. Em segundo lugar, as mudanas do papel desempenhado pelo lcool na matriz energtica – passando por um momento favorvel na dcada de 1980 e um declnio nos anos 1990, seu auge no incio do milnio e a perda de flego no perodo recente, com a crise financeira mundial, a descoberta do pr-*sal* e a poltica de preos da gasolina – revelam a instabilidade presente nesse setor ao longo de sua histria. Em decorrncia dessas condies, com diversos choques afetando a trajetria da produo sucroenergtica, seus preos apresentam alta

volatilidade e elevada persistência temporal.

Algumas questões são levantadas a partir da análise desenvolvida, podendo ser tratadas em trabalhos futuros. Entre elas, pode-se destacar a relação entre as volatilidades dos preços internacionais do petróleo e dos produtos aqui investigados. Nesse sentido, o GARCH Multivariado pode ser empregado para avaliar o comportamento das variâncias das séries, ensejando um maior entendimento sobre os efeitos da orientação da matriz energética para materiais fósseis ou biocombustíveis.

Referências

- BBC BRASIL. *Quatro fatores para entender a crise do etanol*. BBC Brasil, 2013. Disponível em: <http://www.bbc.com/portuguese/noticias/2013/05/130424_etanol_mdb>. Acesso em: jun. 2016.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986. **crossref** [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 5, n. 3, p. 303-327, 2007.
- CAMPOS, K. C.; PIACENTI, C. A. Agroenergia: a questão da volatilidade de preços e o efeito alavancagem dos produtos agrícolas. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 45, Londrina, 2007. *Anais...* Londrina: SOBER, 2007.
- CASTRO, L. S.; SILVA JÚNIOR, A. G. Análise da volatilidade de preços do óleo de girassol no Brasil de 1960 a 2011. *Revista de Política Agrícola*, v. 22, n. 2, p. 76-84, 2013.
- CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento). *Séries históricas*. CONAB, 2016. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2>>. Acesso em: jun. 2016.
- ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, jul. 1982. **crossref** <https://doi.org/10.2307/1912773>
- ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modeling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, v. 5, n. 1, p. 1-50, 1986. **crossref** <https://doi.org/10.1080/07474938608800095>

FERREIRA, M. D. P.; DANIEL, L. P.; LIMA, J. P. E. O programa brasileiro de biodiesel e o risco associado ao preço da mamona em Irecê, Bahia. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 53, n. 4, p. 667-682, 2016. **crossref** <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005304006>

FURTADO, A. T.; CORTEZ, L. A. B.; SCANDIFFIO, M. I. G. O sistema de inovação da agroindústria canavieira brasileira. In: Congresso Brasileiro de Planejamento Energético, 6, Salvador, 2008. *Anais...* Salvador, 2008, p. 887-905.

JOÃO, I. S.; PORTO, G. S.; GALINA, S. V. R. A posição do Brasil na corrida pelo etanol celulósico: mensuração por indicadores C&T e programas de P&D. *Revista Brasileira de Inovação*, Campinas, v. 11, n. 1, p. 105-136, jan./jun. 2012. **crossref** <https://doi.org/10.20396/rbi.v11i1.8649028>

LEITE, R. C. C.; LEAL, M. R. L. V. O biocombustível no Brasil. *Novos Estudos CEBRAP*, v. 78, p. 15-21, jul. 2007. **crossref** <https://doi.org/10.1590/S0101-33002007000200003>

MARGARIDO, M. A.; AZEVEDO, P. F.; SHIKIDA, P. F. A. Eficiência e coordenação oligopolista no mercado de etanol anidro no Estado de São Paulo: uma aplicação dos modelos ARCH/GARCH. In: KON, A.; BORELLI, E. (Org.). *Indústria, Tecnologia e Trabalho: desafios da economia brasileira*. São Paulo: EITT/PUC, v.1, 2012, p. 293-317.

MATOS, L. B.; CASSUCE, F. C. C.; MÜLLER, C. A. S. Análise da volatilidade do retorno mensal de boi gordo: 1967-2005. *Unimontes Científica*, Montes Claros, v. 8, n. 1, p. 99-106, jan./jun. 2006.

SAITH, W.; KAMITANI, E. L. T. Volatilidade e assimetria de choques no mercado agropecuário brasileiro: um uso dos modelos da família GARCH. *Tecnologia e Ciência Agropecuária*, João Pessoa, v. 6, n. 1, p. 1-7, mar. 2012.

SILVA, W. S.; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 43, n. 1, p. 119-134, jan./mar. 2005. **crossref** <https://doi.org/10.1590/S0103-20032005000100007>

UNICA (União da Indústria de Cana-de-Açúcar). *Fotografia do setor sucroenergético no Brasil*. UNICA, 2015. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/documentos/documentos>>. Acesso em: jun. 2016.

WILKINSON, J. *O setor sucroalcooleiro brasileiro na atual conjuntura nacional e internacional*. Rio de Janeiro: Recife: Action Aid Brasil, 2015. Disponível em: <http://www.actionaid.org.br/sites/files/actionaid/setor_sucroalcooleiro_port_rev.pdf>. Acesso em: jun. 2016.

ZAKOIAN, J. M. Threshold Heteroskedasticity Models. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 18, n. 5, p. 931-955, 1994. **crossref** [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)

Recebido em 06.12.16

Aprovado em 04.07.17

