

Análise da volatilidade multivariada das exportações brasileiras de grão e derivados da soja

Marcelo dos Santos da Silva¹

João Eustáquio de Lima²

Priscila de Queiroz Leal³

Resumo: O objetivo deste estudo é analisar a volatilidade multivariada das séries de retorno para três *commodities* importantes nas exportações brasileiras: grão, farelo e óleo de soja. A volatilidade foi modelada pelo modelo DBEKK(1,1), no período de janeiro de 1957 a junho de 2011. Os resultados mostram alta persistência à dissipação de choques aleatórios nas três séries de retornos. Flutuações positivas e negativas na oferta e demanda dos produtos do mercado de soja e substitutos, excedentes ou escassez de estoques, expectativas do mercado e fatores climáticos afetam e persistem sobre os preços das *commodities* por muitos períodos. Existe alta correlação condicional entre os retornos do grão e farelo e do grão e o óleo. A relação entre farelo e óleo segue padrão distinto. Conclui-se que produtores e firmas esmagadoras nacionais devem observar variações nos preços dos produtos à base de soja, a fim de planejarem melhor suas decisões de investimento e comercialização.

Palavras-chave: Exportações de grão, farelo e óleo de soja. Volatilidade. DBEKK.

Abstract: The aim of this paper is to analyze the multivariate volatility of three important commodities for Brazilian exports: soybean, soybean meal and soybean oil. The volatility was modeled by DBEKK(1,1) for January 1957 to June 2011. The results show high persistence to random shocks dissipation in three returns. Positive and negative fluctuations in supply and demand of soy products and substitutes, surplus or shortage on stocks, market expectations and climatic factors affect and persist on the commodity prices on several periods. There is high conditional correlation between returns of soybean and soybean meal and soybean and soybean oil. The relationship between soybean meal and soybean oil follows distinct pattern. It concludes that producers and crushing firms must observe changes in soy-based prices to better plan their investment decisions and marketing.

Keywords: Soybean market. Volatility. DBEKK.

1. Introdução

O agronegócio brasileiro vem ganhando destaque nos últimos anos como um dos principais setores exportadores. Em relação à soja, as exportações de grão, farelo e óleo representaram, em 2010, aproximadamente 8,5% das exportações nacionais, avaliadas em US\$ 201.195 milhões a preços correntes (OMC, 2011).

¹Universidade Estadual de Santa Cruz. Contato: masilva@uesc.br.

²Universidade Federal de Viçosa. Contato: jelima@ufv.br.

³União Metropolitana de Educação e Cultura (Unime Itabuna). Contato: pridequeiroz@gmail.com. Recebido em maio de 2015 e aceito em abril de 2016.

A formação de preços no mercado de soja brasileiro ocorre basicamente no mercado externo. Os produtores nacionais são tomadores de preços, adequando-os parcialmente às especificidades da produção doméstica.

Portanto, é de suma importância que os produtores nacionais estejam atentos à variação dos preços internacionais. Sabe-se que esses são influenciados por contratos em bolsas de mercadorias e futuros e por variações significativas do lado da oferta, cujo patamar depende notadamente das condições climáticas e do manejo e técnicas de cultivo para a lavoura. A variação nos preços pode infligir perdas ou ganhos ao produtor, ou seja, é importante que esse possa criar mecanismos de proteção à alta volatilidade, procurando suavizar seus lucros ao longo da safra ou garantir maior rendimento estocando o produto para vender em um momento de alta de preços.

Uma questão central para estudo é a constatação ou não da existência de volatilidade nas séries financeiras dos produtos do mercado de soja, e se algum dos preços acaba influenciando a volatilidade dos outros. O objetivo do estudo é estimar a volatilidade multivariada das séries temporais dos retornos dos produtos oriundos do complexo produtivo da soja, a fim de entender como as variações nos preços dos retornos das *commodities* são afetadas pela dinâmica do próprio mercado, seja por decisões dos agentes, intempéries climáticas, entre outros.

Esta pesquisa tratará de responder à questão anterior fazendo uso do modelo multivariado de heterocedasticidade condicional conhecido como BEKK-Diagonal. As séries de preços contempladas são grão, farelo e óleo de soja. Trata-se de uma tentativa de modelar as volatilidades das séries simultaneamente e observar seus comportamentos, avaliando se esses são significativos para orientar os produtores a buscar instrumentos disponíveis de proteção no mercado.

Este artigo está organizado em quatro seções além desta introdução: a próxima reúne algumas informações e estatísticas sobre o mercado de soja no Brasil e no mundo; a terceira detalha toda a metodologia a ser utilizada para tratamento das variâncias dos preços das *commodities*; a quarta apresenta os principais resultados; a quinta agrega as considerações finais.

2. O mercado de soja e sua importância no Brasil e no mundo

2.1. Panorama internacional e a inserção brasileira

A soja e seus derivados são considerados *commodities*, pois possuem preços que são formados em bolsas de mercados futuros internacionais. Os

principais mercados formadores destes preços são os das cidades de Roterdã, nos Países Baixos, e Chicago, nos Estados Unidos (BAYER, 2008).

Atualmente, a soja é uma das oleaginosas mais cultivadas e transacionadas no mundo. Segundo estatísticas de USDA (2011), a produção de soja dos Estados Unidos alcançou a marca de 91 milhões de toneladas em 2010, seguida da produção brasileira, com 72 milhões. Estes são os dois maiores produtores mundiais, seguidos por Argentina, China e Índia. A produção mundial foi de 261 milhões de toneladas no mesmo ano, sendo os produtores brasileiros responsáveis pela produção de 27,59% desse total. Mafioletti (2000) destaca que Estados Unidos, Brasil, Argentina e China são os maiores produtores e consumidores dos produtos do complexo soja⁴.

A importância da soja e derivados se deve à sua participação determinante na alimentação humana e animal, em sua utilização na indústria farmacêutica e ainda à maior remuneração auferida pelos produtores em relação ao cultivo de outras oleaginosas (VALARINI; KUWAHARA, 2007). De acordo com Silva, Lima e Batista (2011), a soja e seus derivados apresentam enorme potencial econômico, pois alcançam setores agrícolas e não-agrícolas, como a produção de couros e fertilizantes orgânicos.

Silva, Lima e Batista (2011) consideram a soja como um dos produtos responsáveis pelo dinamismo do setor agropecuário brasileiro. A produção de soja e seus derivados passou por ampla modernização desde a abertura comercial no início da década de 1990, visando à exportação. A tecnologia foi o fator primordial para a expansão da produtividade do grão e do aumento da área cultivada. Além disso, os autores afirmam que o mercado de soja é o pioneiro na introdução de práticas empresariais e gerenciais para administração dos negócios, se considerados volume físico de produção e valores transacionados.

Valarini e Kuwahara (2007) afirmam que a soja é a oleaginosa mais importante produzida em território brasileiro. Seus principais efeitos à agropecuária nacional são: expansão da fronteira agrícola para as regiões Centro-Oeste e Norte; geração de grandes receitas na cadeia agroindustrial; crescimento do volume exportado pelo país em *commodities*; e elevação da aquisição de divisas.

Para se comprovar a relevância do mercado de soja para a economia brasileira e a mundial, é natural que se incorra em análises de comportamento

⁴ Esta expressão é largamente utilizada pela maioria dos autores consultados, e refere-se basicamente aos produtos soja em grão, farelo e óleo. Nesse último, são considerados o óleo bruto e o refinado, e outros tipos de óleos. Por opção, a expressão mercado de soja será utilizada nesta pesquisa.

dos dados estatísticos. A Tabela 1 mostra, por safras, a evolução das principais variáveis que explicam a oferta e demanda da soja em grão no mundo. As variáveis estão em milhões de toneladas, exceto área colhida.

Tabela 1 – Dados do mercado mundial de soja em grão, por safra, no período 1998 a 2011

Safra ¹	Área colhida ²	Produção	Consumo	Esmagamento	Exportações	Importações
1998/99	71,30	159,83	158,77	134,64	37,93	38,55
1999/00	71,91	160,35	159,22	135,00	45,63	45,57
2000/01	75,44	175,76	171,53	146,55	53,66	53,05
2001/01	79,47	184,82	184,47	158,01	52,90	54,39
2002/03	81,48	196,87	191,10	165,19	61,24	62,91
2003/04	88,41	186,64	189,70	164,21	56,04	54,00
2004/05	93,18	215,78	204,39	175,26	64,82	63,47
2005/06	92,91	220,67	216,14	186,14	63,43	64,13
2006/07	94,29	236,23	225,60	196,09	70,86	69,06
2007/08	90,60	220,47	230,51	202,86	78,78	78,11
2008/09	96,46	211,96	221,33	193,23	76,84	77,38
2009/10	102,16	260,84	238,30	209,54	92,60	86,73
2010/11	102,72	264,12	252,62	222,30	91,30	89,28

Fonte: USDA (2011).

Nota: ¹ Período outubro-setembro.

² Em milhões de hectares.

Observa-se que a produção de soja em grão aumentou bastante em 14 anos, passando de 159,83 milhões de toneladas na safra 1998/99 para 264,12 na de 2010/11, um crescimento relativo de aproximadamente 65,25% (Tabela 1).

Ainda de acordo com a Tabela 1, comparando-se a demanda, pela ótica do consumo, e a oferta, pela produção, há uma pequena diferença entre as duas, indicando alto rendimento da oleaginoso para consumo e tratamento. O patamar de consumo do grão, em relação à produção, para a safra 2010/11, por exemplo, é de 95,65%.

O esmagamento, o qual possibilita a obtenção de farelo e óleo, corresponde a 84,17% de toda a produção no ano de 2010, conforme Tabela 1. O coeficiente está acima do encontrado por Sanches, Michellon e Roessing (2005), da ordem de 78,4% para 2004/05. Valarini e Kuwahara (2007) definem que 78% e 20% do esmagamento do grão de soja são utilizados para produção de farelo e óleo, respectivamente. Portanto, a oferta de cada subproduto da soja reflete uma influência direta da produção do grão.

A exportação do grão no mundo se deve, em maior parte, aos Estados Unidos, com 44,56% do total para outubro-setembro de 2010/11. Em segundo lugar vem o Brasil, com 32,73% de sua produção exportada (USDA, 2011). As Tabelas 2 e 3 confirmam os percentuais, sendo o percentual do óleo um pouco

abaixo de 20%⁵. Todas as variáveis estão, como na Tabela 1, mensuradas em milhões de toneladas.

Tabela 2 – Dados do mercado mundial de farelo de soja, por safra, no período 1998 a 2011

Safra ¹	Esmagamento	Parâmetro	Produção	Consumo	Exportações	Importações
1998/99	134,64	0,79	106,35	106,13	35,38	35,99
1999/00	135,00	0,79	106,99	108,51	34,19	34,99
2000/01	146,55	0,79	116,08	116,03	36,26	35,92
2001/02	158,01	0,79	125,03	123,34	41,81	40,46
2002/03	165,19	0,79	130,27	130,01	43,07	42,48
2003/04	164,21	0,79	129,03	127,58	46,09	44,90
2004/05	175,26	0,79	138,57	136,68	47,70	46,08
2005/06	186,14	0,79	146,56	145,36	52,52	51,44
2006/07	196,09	0,79	154,25	151,47	55,32	52,93
2007/08	202,86	0,78	159,22	157,05	56,60	54,60
2008/09	193,23	0,79	151,87	152,41	52,80	51,34
2009/10	209,54	0,79	165,28	161,09	55,58	53,12
2010/11	222,30	0,79	175,79	172,63	59,64	57,49

Fonte: USDA (2011).

Nota: ¹ Período outubro-setembro.

A razão entre consumo e produção de farelo de soja é de 98,20% para a última safra, conforme Tabela 2. Isso indica que uma pequena fração da quantidade produzida pode ser considerada como estoque final para a safra 2011/12⁶. O Brasil é o segundo maior exportador de farelo em termos mundiais: das 59,636 milhões de toneladas exportadas em outubro-setembro de 2010/11, 23,73% são oriundas do Brasil⁷.

Tabela 3 – Dados do mercado mundial de óleo de soja (todos os tipos), por safra, no período 1998-2011

Safra ¹	Esmagamento	Parâmetro	Produção	Consumo	Exportações	Importações
1998/99	134,64	0,18	24,43	24,39	7,33	7,22
1999/00	135,00	0,18	24,49	24,15	6,15	6,06
2000/01	146,55	0,18	26,75	26,55	6,85	6,90
2001/02	158,01	0,18	28,92	28,18	8,23	7,56
2002/03	165,19	0,18	30,51	30,16	8,80	8,19
2003/04	164,21	0,18	30,30	30,36	8,70	8,39
2004/05	175,26	0,19	32,55	31,84	9,10	8,88
2005/06	186,14	0,19	34,85	33,73	9,83	9,11
2006/07	196,09	0,19	36,53	35,47	10,64	9,93
2007/08	202,86	0,19	37,83	37,72	10,99	10,42
2008/09	193,23	0,19	35,89	35,99	9,18	9,08
2009/10	209,54	0,19	38,89	38,32	9,26	8,76
2010/11	222,30	0,19	41,59	40,93	9,95	9,13

Fonte: USDA (2011).

Nota: ¹ Período outubro-setembro.

A Tabela 3 apresenta panorama para o mercado de óleos de soja⁸. O parâmetro ou coeficiente de processamento do grão de soja é em média

⁵ Sanches, Michellon e Roessing (2005) também exploram os percentuais baseados nas estatísticas do USDA. Apesar de apresentarem variáveis para períodos anteriores, as proporções encontradas nesta pesquisa são bastante semelhantes às dos autores.

⁶ O parâmetro na Tabela 2 se refere ao percentual de farelo da produção de cada safra, obtido a partir do esmagamento da soja em grão.

⁷ A Argentina detém 47,96% de todas as exportações mundiais para o mesmo período.

⁸ Os tipos mais comuns de óleo de soja, com finalidades distintas, são o bruto ou cru e o refinado.

18,54%. A razão entre consumo e produção é superior ao do farelo para a última safra: 98,41%.

Segundo USDA (2011), o Brasil é o segundo maior exportador de óleo de soja do mundo, cujo primeiro lugar é ocupado pela Argentina, para dados de outubro a setembro de 2010/11. A produção doméstica exportada foi de 1,645 milhões de toneladas, enquanto a Argentina se situou em 5 milhões de toneladas. Esses valores equivalem a 16,54% e 50,28% das exportações mundiais.

2.2. Preços internacionais, volatilidade e o mercado de soja brasileiro

A maioria dos autores consultados afirma que os preços da soja no Brasil dependem dos humores nos mercados internacionais. Para Valarini e Kuwahara (2007), os produtores brasileiros são tomadores de preços, com os preços determinando uma parcela considerável da produção doméstica. Além disso, como a produção do grão de soja afeta a oferta de seus derivados, variações no preço do grão irradiam mudanças para as cotações de farelo e óleo.

Mafioletti (2000) comenta que o preço do grão é um dos principais responsáveis pela formação dos demais, tanto no Brasil como no mundo, acrescentando que os preços pelo lado da oferta de farelo e óleo ainda são influenciados pelas grandes empresas esmagadoras. Além disso, a formação dos preços internos no Brasil se dá de fora para dentro: do mercado internacional para o nacional.

Para Sanches, Michellon e Roessing (2011), não se pode desvincular a produção nacional da produção mundial, pois a maior parte da produção de grão e farelo é destinada ao mercado externo⁹. Assim, oscilações nos preços cotados internacionalmente influenciam intensamente o plantio, produção de derivados e comercialização dos produtos à base de soja no mercado interno¹⁰.

As considerações acima reforçam a proposta da pesquisa de verificar se há inter-relações significativas entre os três preços do mercado de soja a partir de sua cotação no mercado externo. Para Campos e Campos (2007), a análise de preços é um instrumento que auxilia no planejamento e mensuração da importância das atividades agropecuárias, servindo de suporte à escolha de negócios empresariais.

A análise de volatilidade dos preços das *commodities* é uma das formas de produtores e compradores se protegerem de variações inesperadas nos preços. Os meios de proteção incluem operações financeiras contra distúrbios

⁹ Porém, a maior parte da produção de óleo no Brasil se destina ao consumo interno, sendo compensada com importações quando há escassez (SANCHES; MICHELLON; ROESSING, 2011).

¹⁰ Os autores destacam o papel da globalização na comercialização da soja e derivados e na formação de preços.

de preços e variações cambiais, e são justificáveis pelas mudanças constantes na qualidade, produção e principalmente preços das *commodities*. Os dois últimos elementos representam grande parte da volatilidade nos preços dos produtos do mercado de soja (BAYER, 2008).

Segundo Bayer (2008), o estudo da volatilidade dos preços das *commodities*, neste caso específico da soja, é de extrema relevância para o agronegócio brasileiro, pois contribui decisivamente para o processo de tomada de decisão de investimentos em expansão e mecanização da lavoura, além daquelas relacionadas à compra e à venda. Permite, além disso, criar expectativas de lucro e perda futuros, objetivando potencializar o primeiro e reduzir a segunda.

Campos e Campos (2007) afirmam que há flutuações cíclicas ou sazonais nos preços dos produtos agropecuários, sinalizando instabilidade refletida em altas e baixas de preços, as quais estimulam e desestimulam a atividade dos produtores. Assim, é de suma importância que se conheçam as causas e a intensidade da volatilidade nos preços agropecuários, a fim de se priorizar sua estabilização ou redução da variação ao longo de determinado período.

3. Metodologia

Segundo Morettin e Tolo (2006), os modelos ARIMA não são adequados para descrever a volatilidade de séries temporais, pois a variância condicional evolui no tempo.

Os modelos da família ARCH/GARCH são representações não lineares da modelagem da variância condicional de séries temporais financeiras¹¹. O objetivo dos modelos ARCH/GARCH é tratar a volatilidade de um retorno, sendo a variância condicional uma medida bastante próxima dessa volatilidade. Bueno (2011) destaca que a principal contribuição dos modelos ARCH/GARCH é separar o estudo dos segundos momentos condicionais e não condicionais.

As séries financeiras, como as do mercado de soja, geralmente não apresentam distribuição normal padrão, devido à probabilidade elevada de eventos extremos. Para Bueno (2011), uma das vantagens dos modelos ARCH/GARCH é a propriedade desses em modelar esses eventos.

A família de modelos ARCH/GARCH se divide em duas classes: os modelos que tratam de apenas uma série temporal ou *univariados*; e os *multivariados*, que possibilitam a agregação de mais de uma série. A estimação

¹¹ Não somente esses tipos de séries são utilizados na modelagem da variância condicional, mas as principais referências sobre o assunto utilizam ainda a identificação e modelagem em séries financeiras.

dos modelos se resume a dois elementos: a média de cada série de retornos; e o segundo momento da série ou volatilidade, obtido geralmente pelo método de máxima verossimilhança.

Particularmente, neste estudo será empregado o método BEKK-Diagonal como forma de estimação de um GARCH multivariado¹² para avaliação da volatilidade conjunta.

3.1. Modelo BEKK-Diagonal

O modelo BEKK-Diagonal ou DBEKK é uma variação do modelo BEKK¹³ de Baba *et al.* (1991). Este modelo garante que a matriz de variâncias e covariâncias seja positiva semidefinida em cada momento do tempo e proporciona redução da quantidade de parâmetros estimados em relação ao VEC e VEC-Diagonal¹⁴. Uma das suposições do DBEKK se refere ao efeito dinâmico das covariâncias sobre as variâncias das séries, que é considerado nulo e não relevante para explicar o comportamento das variâncias e vice-versa. Desse modo, as equações das variâncias e covariâncias estimadas no modelo proporcionam a obtenção de equações de GARCH(p,q) univariados, nas quais q representa a ordem dos erros aleatórios defasados e p a ordem das variâncias defasadas.

Para efeito de exemplificação, a representação de um DBEKK(1,1) para três variáveis assume a seguinte forma de sistema:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^3 A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_i' + \sum_{j=1}^3 B_j H_{t-j} B_j', \quad (1)$$

onde H_t é a matriz de variâncias e covariâncias das três variáveis, C é uma matriz triangular inferior, A_i e B_j são matrizes quadradas 3x3. Como em um modelo GARCH(p,q) univariado, a matriz H_t está em função de choques aleatórios passados e de variâncias passadas.

Em termos matriciais, o sistema acima é representado por:

¹² Também conhecidos como MGARCH.

¹³ A sigla do modelo corresponde aos autores que preliminarmente realizaram pesquisa nessa área da volatilidade: Baba, Engle, Kraft e Kroner.

¹⁴ O VEC e VEC-Diagonal são outros modelos conhecidos de MGARCH. Segundo Engle e Kroner (1995), o modelo BEKK é um caso especial da representação VEC.

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}' \\
 &+ \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix}' \\
 &+ \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix}' \\
 & \tag{2}
 \end{aligned}$$

onde $h_{11,t}$ é a variância no período t do grão, $h_{22,t}$ a variância do farelo, e $h_{33,t}$ a do óleo; $h_{ij,t}$, $i \neq j$, são as covariâncias entre as variáveis em t ; $\varepsilon_{i,t-1}$, $i = 1,2,3$, são os choques aleatórios em $t - 1$; $h_{ii,t-1}$, $i = 1,2,3$ são as variâncias no período $t - 1$, e $h_{ij,t-1}$, $i \neq j$, são as covariâncias em $t - 1$. Os coeficientes a_{ii} , $i = 1,2,3$ e b_{jj} , $j = 1,2,3$ são parâmetros das matrizes A_i e B_j , respectivamente, e c_{ii} , $i = 1,2,3$ e c_{ij} , com $i \neq j$, são constantes do modelo.

Em relação ao modelo BEKK(1,1), para o qual sua representação implicaria estimar 24 parâmetros, o DBEKK(1,1) reduz a intensidade computacional para a estimação de 12 parâmetros. Uma das desvantagens do modelo remete ao fato de que os coeficientes das matrizes A_i e B_j não são diretamente observáveis, devido à multiplicação que deve ser realizada entre os coeficientes para obter os choques aleatórios e variâncias defasados sobre a matriz H_t .

Devido à dificuldade na identificação da ordem de um modelo GARCH(p,q) multivariado, convencionou-se estimar neste estudo o modelo DBEKK(1,1). Segundo Bollerslev (1986), o modelo GARCH(1,1) para o caso univariado é mais parcimonioso em comparação ao ARCH(q) e ainda apresenta a especificação mais robusta verificada nas aplicações desses modelos em séries financeiras. Como não há referências diretas sobre qual modelo seria o mais adequado no contexto multivariado, optou-se pela simplificação das estimações ao se adotar somente uma defasagem.

No tocante à mensuração da adequabilidade dos dados ao modelo proposto, alguns testes serão realizados: teste de autocorrelação dos resíduos ou de Ljung-Box, obtidos a partir das equações de médias e para os do DBEKK(1,1); teste de normalidade de Jarque e Bera (1987), para os resíduos das equações de médias, a fim de se verificar a necessidade da utilização do método de

correção do erro-padrão de Bollerslev e Wooldridge (1992); e teste de efeito ARCH residual¹⁵ no próprio DBEKK (1,1).

O teste formal utilizado para definição da existência do efeito ARCH conjunto ou teste de resíduos ARCH-LM será o proposto em Bueno (2011). O autor sugere estimar um VAR multivariado, com todas as séries que serão submetidas à estimação do modelo GARCH(p,q) multivariado, para obter daí seus resíduos. Esses resíduos serão utilizados na identificação de volatilidades conjuntas. O teste segue uma estatística *qui-quadrado* sob hipótese nula, com $qn^2(n+1)^2/4$ graus de liberdade, sendo q o número de defasagens dos resíduos e n o número de variáveis envolvidas no teste. Se a hipótese nula é rejeitada, então há heterocedasticidade condicional multivariada.

3.2. Variáveis e fonte de dados

As séries de preços à vista de grão, farelo e óleo de soja apresentam periodicidade mensal, compreendendo o período entre janeiro de 1957 e junho de 2011 e são mensuradas em US\$/tonelada (dólares estadunidenses por tonelada)¹⁶. A principal razão para o uso dessas séries é sua relevância para a formação de preços no mercado brasileiro. Ao se verificar a volatilidade multivariada das três séries, os produtores nacionais e a indústria esmagadora podem avaliar melhor a variabilidade de preços e definir com maior qualidade e relativamente menos riscos suas decisões de investimento. Os dados foram obtidos na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2011)¹⁷.

Para modelagem da média das séries, realizou-se a transformação das mesmas de nível para retornos instantâneos compostos continuamente: $r_{i,t} = \log(P_{i,t}) - \log(P_{i,t-1})$, em que $r_{i,t}$ é o retorno da i -ésima série em t , $P_{i,t}$ é o preço da série no momento t , e $P_{i,t-1}$ é o preço da i -ésima série no momento $t-1$.

Para Tsay (2002), há duas grandes vantagens em retornos de séries de preços: são, por definição, fracamente estacionários¹⁸ e aptos à manipulação; e traduzem-se em um resumo completo do patamar de oportunidade de investimento.

Todas as estimações foram realizadas com base no *software* econométrico EViews 7.1, assim como os testes de adequabilidade. O teste de resíduos ARCH-LM foi implementado através do pacote estatístico JMulti 4.24.

¹⁵ Os testes são aplicados aos resíduos padronizados de acordo com a raiz quadrada da correlação.

¹⁶ As séries são em cotação internacional, ou seja, os preços cotados em bolsa no mercado internacional.

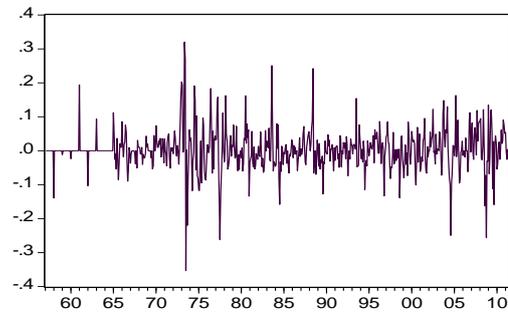
¹⁷ Os mesmos dados foram originalmente cedidos pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

¹⁸ Apresentam média e variância constantes ao longo do tempo, além de sua covariância depender apenas de k defasagens temporais.

4. Resultados e discussão

Em uma primeira abordagem, os gráficos dos retornos são de suma importância para se identificar possíveis *clusters* de volatilidade.

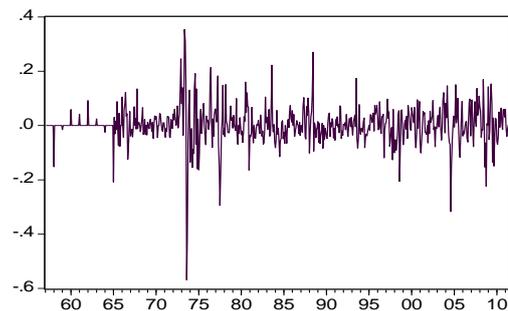
Gráfico 1 – Retornos de grão de soja – 1957:01 a 2011:06.



Fonte: Elaboração própria.

No gráfico acima, há nítida ocorrência de *clusters* acentuados de volatilidade nas décadas de 1970 e 1980, além de períodos esparsos durante os anos 2000. Portanto, confirma-se a evidência de volatilidade na série de retornos do grão de soja.

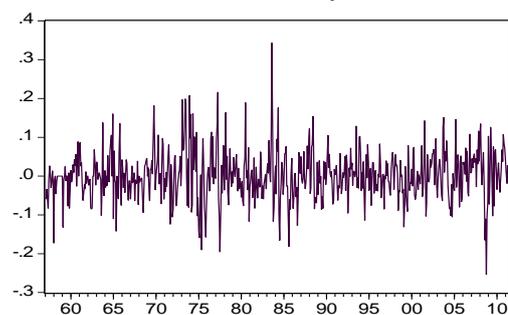
Gráfico 2 – Retornos de farelo de soja – 1957:01 a 2011:06.



Fonte: Elaboração própria.

O gráfico dos retornos do farelo apresenta comportamento bastante semelhante ao do grão. Há períodos comuns de elevações e reduções da volatilidade entre as duas séries. Isso é um indicativo da presença de volatilidade conjunta entre elas.

Gráfico 3 – Retornos de óleo de soja – 1957:01 a 2011:06.



Fonte: Elaboração própria.

A série de retornos do óleo apresenta eventos de volatilidade menos extremos, como se observa no Gráfico 3. Entretanto, há um *cluster* bem significativo em meados dos anos 1980 e outro nos anos 2000, configurando uma série de retornos com heterocedasticidade condicional. Além disso, percebe-se claramente que os três retornos apresentam comportamento fracamente estacionário¹⁹.

Estatísticas descritivas, juntamente com a análise gráfica, são um poderoso ferramental que auxilia no entendimento de dados básicos dos retornos. A Tabela 4 reúne algumas das estatísticas descritivas mais comuns.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das séries de retorno

Estatística	Grão	Farelo	Óleo
Média (%)	0,0025	0,0025	0,0018
Assimetria	0,1034	-0,8900	0,3604
Curtose	9,1093	14,4888	5,1166
Coef. de variação	24,38	28,20	35,07

Fonte: Elaboração própria.

As estatísticas demonstram assimetria e curtose, ou seja, terceiro e quarto momentos dos retornos diferentes da distribuição normal padrão²⁰. Assim, são leptocúrticas em relação à distribuição normal e, portanto, apresentam efeitos extremos em suas distribuições. O coeficiente de variação, medida que permite a comparação entre distribuições amostrais distintas, é alto para todas as séries, indicando alta variabilidade da dispersão em relação à média simples. Assim, aliada à análise gráfica, a Tabela 4 sugere que há evidência de variância condicional heterocedástica.

O resultado do teste de efeito ARCH multivariado encontra-se na Tabela 5. Estimou-se um VAR(1) com as três séries de retornos para o teste²¹.

Tabela 5 – Teste de resíduos ARCH-LM

Defasagens	Estatística	p-valor
1	641,76	0,0000
5	1376,80	0,0000
10	1606,95	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

A hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional conjunta é rejeitada a 1% de significância para todas as defasagens. Portanto, os resíduos apresentam variâncias condicionais heterocedásticas conjuntas, permitindo a utilização do modelo DBEKK(1,1).

¹⁹ As séries são fracamente estacionárias ou estacionárias de segunda ordem de acordo com a classificação de Morettin e Toloí (2006). Os autores também apresentam a definição algébrica desse tipo de estacionariedade.

²⁰ A distribuição normal possui assimetria nula e curtose 3.

²¹ O número de defasagens no VAR foi respaldado no critério de Schwarz.

Em relação à modelagem da média dos retornos, foram analisadas a FAC e FACP de cada uma das séries. Não houve exceções quanto à existência de autocorrelação para os retornos. Para o farelo, o melhor modelo foi o AR(3) incompleto. Para as demais séries, o modelo AR(1) foi o mais adequado. A modelagem dos retornos eliminou totalmente qualquer autocorrelação dos resíduos²². Obter ruídos brancos a partir da modelagem da média é importante, segundo Mynbaev e Lemos (2004). Como tanto a equação da média e do DBEKK são estimadas simultaneamente por máxima verossimilhança, estas serão apresentadas a seguir na Tabela 6.

Tabela 6 – Estimativas dos modelos de médias e DBEKK(1,1)

Modelo	Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	p-valor
Média grão	Constante	0,0041	0,0026	1,58	0,1147
	AR(1)	0,2229	0,0412	5,41	0,0000
Média farelo	Constante	0,0013	0,0028	0,45	0,6491
	AR(1)	0,2327	0,0419	5,55	0,0000
	AR(3)	-0,0194	0,0154	-1,26	0,2085
Média óleo	Constante	0,0055	0,0032	1,72	0,0858
	AR(1)	0,2449	0,0326	7,52	0,0000
Variância grão	Constante	0,0001	7,05E-05	2,05	0,0407
	ARCH(1_1)	0,1546	0,0691	5,69	0,0000
	GARCH(1_1)	0,8310	0,0152	59,82	0,0000
Variância farelo	Constante	0,0002	7,48E-05	2,65	0,0079
	ARCH(2_2)	0,1589	0,0743	5,36	0,0000
	GARCH(2_2)	0,8110	0,0163	55,26	0,0000
Variância óleo	Constante	0,0001	6,34E-05	2,16	0,0310
	ARCH(3_3)	0,1227	0,0715	4,90	0,0000
	GARCH(3_3)	0,8784	0,0165	56,66	0,0000

Observações totais do modelo: 1950. Médias: grão: $R^2 = 0,0781$; farelo: $R^2 = 0,0923$; óleo: $R^2 = 0,0863$;

Nota: ¹Erros-padrão robustos de Bollerslev-Wooldridge.

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que os coeficientes para as equações das médias são significativos a 1%, exceto constantes e AR(3) do retorno do farelo. O fato de o componente AR(3) não ser significativo não influencia sua retirada da equação da média, pois o mesmo é importante para proporcionar ausência de autocorrelação nos resíduos.

No que se refere ao modelo DBEKK(1,1), a maioria de seus parâmetros são significativos a 1%, exceto as constantes estimadas para a volatilidade de grão e óleo. A matriz de variâncias e covariâncias foi corrigida pelo método de Bollerslev-Wooldridge (1992), devido à rejeição da hipótese nula de normalidade do teste Jarque-Bera (1987)²³.

A persistência na variância condicional dos modelos GARCH é alta. Essa deve ser compreendida como a magnitude necessária à dissipação de choques

²² A mensuração da FAC e FACP dos resíduos padronizados do modelo DBEKK(1,1) será considerada como medida de adequabilidade da equação da média.

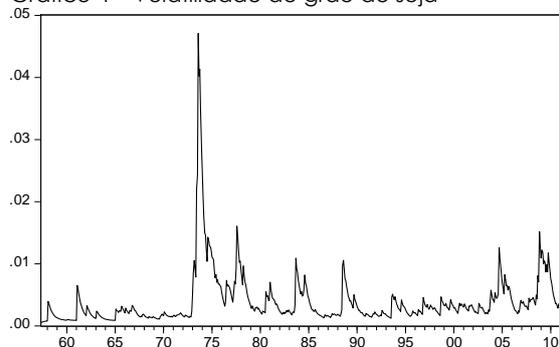
²³ As estatísticas de teste para as três séries de resíduo, originárias das estimações das equações das médias dos retornos, encontram-se no anexo A.

inesperados no retorno: quanto mais próximo da unidade, maior é a persistência. Em relação à variância condicional do grão, a persistência dos choques demora a se dissipar: sua persistência é da ordem de 0,8310. Esse resultado é bastante próximo ao do farelo, com persistência de 0,8110. O impacto de choques na volatilidade do óleo, entretanto, alcança proporções maiores: 0,8784. Portanto, elevações ou baixas nos preços das três *commodities* tendem a garantir que choques perdurem por longos períodos.

A adequabilidade do DBEKK(1,1) é examinada por testes individuais em cada resíduo padronizado. Constatou-se que os mesmos apresentam funções de autocorrelação e autocorrelação parcial estatisticamente não significativas. Além disso, não há efeito ARCH remanescente nos resíduos, assim como há ausência de autocorrelação serial²⁴. Portanto, o modelo se mostra adequado à investigação das relações multivariadas de volatilidade.

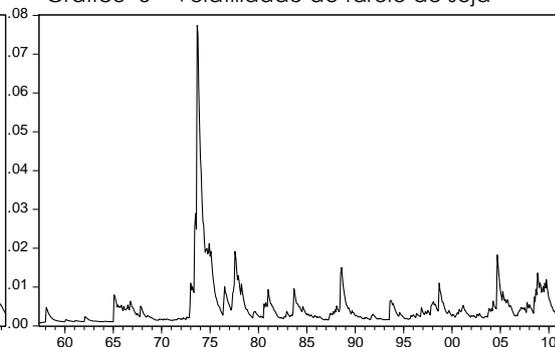
É interessante observar os gráficos dos padrões de volatilidade dos retornos. Eles proporcionam uma visão geral da volatilidade estimada pelo modelo. Dado que a quantidade produzida dos derivados da soja é determinada pelo esmagamento do grão, espera-se que o padrão de volatilidade seja semelhante entre os retornos.

Gráfico 4 – Volatilidade do grão de soja



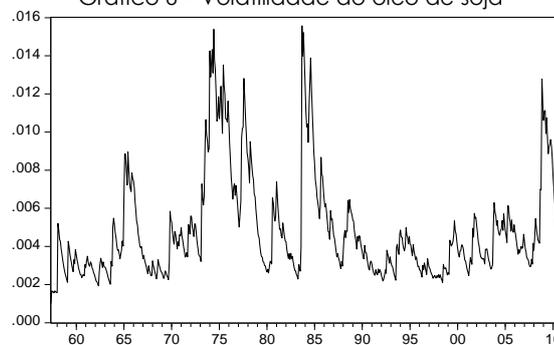
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 5 – Volatilidade do farelo de soja



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 6 – Volatilidade do óleo de soja



Fonte: Elaboração própria.

²⁴ Os testes e respectivas estatísticas podem ser conferidos no anexo A.

Verifica-se que o padrão de volatilidade do grão é bastante parecido com o do farelo, apesar de algumas alterações na volatilidade serem mais representativas ora no gráfico do grão, ora no do farelo. Essa questão foi discutida em Santos (2003), que considera o preço do grão como determinante nas variações dos preços do farelo, devido a esse não possuir concorrente que proporcione maior fonte protéica para a alimentação animal.

Segundo Tubiana (1985), antes do ano de 1973 poucos movimentos de variação na volatilidade verificados para os mercados de grão e farelo se devem à excepcional estabilidade dos preços dos produtos agrícolas no período 1956 a 1972. Segundo o autor, essa condição estava alicerçada em uma organização de trocas internacionais que favoreciam a hegemonia dos Estados Unidos como país produtor e fornecedor de excedentes agrícolas que escoavam para o mercado internacional, substituindo em parte produtos tropicais.

Por outro lado, essa estabilidade desaparece a partir de 1973, com importantes variações nos preços da soja, milho, trigo e de outros grãos, denominados por Tubiana (1985) como grãos de base. Em se tratando dos Gráficos 4 e 5, observa-se claramente essa instabilidade para os anos de 1973-76 e 1979-80²⁵. Nos anos citados, ocorrem duas crises mundiais do petróleo, com o aumento do preço dos barris pela ação da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP). Entretanto, segundo White (1999), outros fatores acabaram por influenciar demasiadamente o pico de volatilidade.

White (1999) elenca vários eventos decisivos para a súbita escalada de preços do grão e farelo no período mencionado, quando a demanda superou a oferta mundial desses produtos. Esses são:

- Retorno insatisfatório da produtividade dos cultivares a época²⁶, capitaneados pela insuficiência em pesquisa de novos ou no aumento da produção dos já existentes;
- A Revolução Verde começou a perder força na Ásia, agravada por irregularidade das monções nos anos de 1972-73;
- Hemisfério Norte com produção de cereais notadamente declinante, incluindo quebra de safra na ex-União Soviética (URSS);

²⁵Tubiana (1985) apresenta alguns motivos para que uma crise se instaurasse no mercado mundial de alimentos. Entre eles, está a elevação inédita das importações em países do Sul por fatores como crescimento populacional e urbanização, somada à falta de equiparação com o crescimento da produtividade agrícola nos países europeus e nos Estados Unidos.

²⁶White (1999) estima que a queda na produção mundial de cereais alcançou 3,5% no período.

- Primeiro choque do petróleo, que contribuiu para a elevação dos custos com fertilizantes e defensivos agrícolas, assim como combustíveis para máquinas e equipamentos e armazenamento de grãos;
- Estados Unidos restringe suas exportações de grãos, devido à crescente demanda por soja pelos países em desenvolvimento e pela União Soviética, que elaborou uma estratégia de aquisição no mercado externo para garantir seus estoques²⁷.

Por outro lado, entre os anos de 1981-83, devido a condições mundiais como a existência de excedentes de grão de soja, os preços apresentam menor variação do que nos períodos anteriores (TUBIANA, 1985).

Santos (2003) conclui que instabilidades nos preços do grão e farelo no período 1998-2000 estão relacionadas: às preocupações mundiais com os efeitos climáticos; à expectativa da safra dos Estados Unidos; ao aumento dos estoques mundiais do grão a partir de 1999, e à comercialização de safras recordes. Esses eventos contribuíram para a relativa calma nos preços de ambas as *commodities* entre 2000 e 2003.

Entretanto, Krugman (2011) atribui o recente crescimento dos preços dos alimentos e, por conseguinte, das cotações das oleaginosas, a quebras de safras ocorridas a partir da segunda metade dos anos 2000, representadas nos gráficos 4 e 5 pela instabilidade na volatilidade dos retornos para os períodos 2004-06 e 2008-10. Nesse último período ocorreu ainda a crise mundial do *subprime*, causando grandes variações nas cotações em bolsa de preços futuros, onde são cotadas *commodities* importantes, como a soja.

Vidal, Trezzi e Merotto Jr. (2008) ainda afirmam que a produção de biocombustíveis é responsável por parte do aumento dos preços dos alimentos, sendo a soja um produto muito utilizado na produção desses bens. Os autores elencam alguns aspectos que devem ser considerados em relação à volatilidade no preço do grão e do farelo nos anos 2000²⁸:

- Elevação da demanda pela soja como alimento e sua utilização em ração animal em países do leste asiático, principalmente China, e África;

²⁷A União Soviética não havia tomado tal atitude em tempos anteriores, a julgar pela citação de White (1999). O autor se refere a uma mudança de paradigma quanto à inserção internacional desse país como importador líquido de soja e outros cereais, antes considerado um pequeno exportador.

²⁸ Deve ser mencionado o fato de que não foi possível encontrar referências sobre a instabilidade nos mercados para o período ao redor dos anos 1985, 1990 e fim da década de 1990. Entretanto, fatos econômicos marcantes nesse período foram o Consenso de Washington, em 1989, e a crise do México, em 1994, a qual gerou instabilidades em várias economias de países emergentes em período posterior, como a crise russa de 1998 e a brasileira, de 1998/99. Há ainda pequenos comentários sobre boa parte do período analisado em Giordano (1999).

- Subsídios à agricultura nos Estados Unidos e Europa, prejudicando a competitividade no mercado internacional pelo estabelecimento artificial de oferta;
- Redução de estoques mundiais para controle de preços agrícolas, o que se observa pela estreita margem existente entre produção e consumo de soja (Tabela 1);
- Especulação no mercado de grãos cotados em mercados futuros;
- Motivos climáticos como seca na Austrália e em outros países no período 2006-08;
- Aumento no preço do barril de petróleo, cujos derivados alimentam máquinas agrícolas e compõem a produção de fertilizantes e defensivos para a lavoura.

Em relação à variância condicional do óleo, esta não se assemelha às demais. Seu padrão de volatilidade é bem distinto dos outros, apresentando intensidades ou picos mais numerosos e em níveis médios superiores aos do grão e farelo. Portanto, as volatilidades dos retornos dos preços do grão e do farelo tendem a interagir, enquanto a do óleo segue um padrão particular.

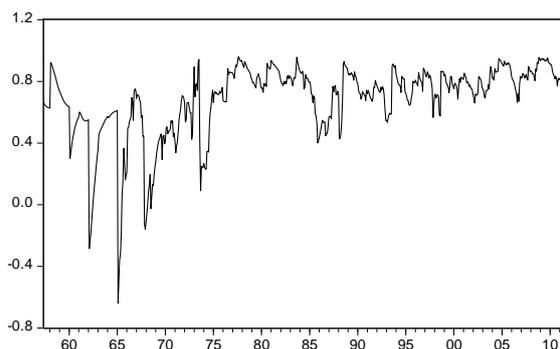
Em relação às alterações na volatilidade, o Gráfico 6 apresenta variações extremas nos retornos do óleo²⁹ desde o início da série, intensificando-se nos períodos 1973-1980, 1984-1988 e 2009-2010. Para Santos (2003), as variações nos preços do óleo ocorrem devido à oscilação da oferta de óleos substitutos, como o óleo de palma produzido na Malásia e Indonésia, o de girassol produzido na Argentina, e o de colza, da China³⁰. Além disso, a formação do preço do óleo possui características distintas do grão e do farelo, pois aquele pertence a uma cadeia de mercado mais ampla. Porém, comparando-se os gráficos do grão e farelo com o de óleo de soja, muitos períodos de grande oscilação nos retornos daqueles são verificados para este, como os de 1974-76, 1984-86, 1994-96 e 2008-10.

Os gráficos a seguir apresentam a correlação condicional entre os retornos, a fim de se verificar o nível de inter-relação entre eles. A correlação condicional é um método adequado de se observar a relação entre duas variáveis, pois independe da unidade de medida das mesmas.

²⁹ Conforme atesta a Tabela 6, mudanças nos preços do óleo demoram a dissipar-se, devido à alta persistência de choques na variância da série. A persistência é maior se relativamente comparada às do grão e farelo.

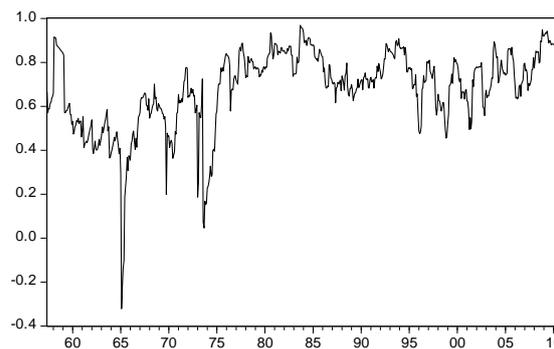
³⁰ Outros óleos que influenciam a variação nos preços do derivado da soja são o de canola, oliva, algodão, coco e amendoim.

Gráfico 7 – Correlação entre grão e farelo



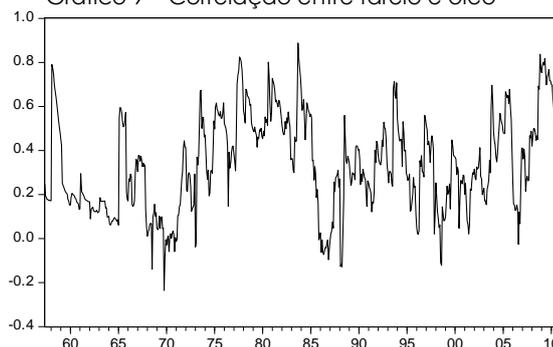
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 8 – Correlação grão e óleo



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 9 – Correlação entre farelo e óleo



Fonte: Elaboração própria.

A hipótese levantada em Valarini e Kuwahara (2007) é confirmada pelos gráficos acima: há correlação entre os preços do grão e do farelo e os do grão e do óleo. Os Gráficos 7 e 8 refletem alta correlação condicional média para a relação de preços ao longo do período de janeiro de 1957 a junho de 2011. O valor médio simples para a correlação entre grão e farelo é 0,6828, enquanto que para o grão e óleo é de 0,6815. Assim, o preço do grão afeta as cotações do farelo e óleo.

A correlação entre os retornos do farelo e óleo é, em grande parte do período, abaixo de 0,50. O coeficiente de correlação médio calculado é 0,3361, indicando que não há relação expressiva entre os preços dos dois principais derivados da soja no mercado internacional. Desse modo, a influência do preço do farelo no mercado de óleo não ajuda a explicá-lo de forma relevante, assim como a influência do óleo no mercado do farelo.

5. Considerações finais

A modelagem das séries de preços internacionais do mercado de soja foi bastante profícua, fornecendo resultados interessantes do ponto de vista da existência da volatilidade conjunta entre as variáveis. Além disso, confirma-se a hipótese da necessidade do estudo das variâncias dos elementos derivados da

soja, o farelo e o óleo, e próprio grão em si, como pré-requisito a decisões de investimento por parte dos produtores.

Todos os coeficientes do modelo DBEKK(1,1) foram significativos a 1%, sendo os coeficientes de persistência a choques bastante elevados, significando que decisões tomadas pelos produtores, como expansão da oferta, ou choques exógenos, como fatores climáticos, tendem a levar um longo tempo para se dissipar. Assim, espera-se que uma alta nos preços dos produtos do mercado da soja dure por vários períodos.

Entretanto, não somente os produtores do grão de soja precisam ficar atentos à variação nos preços dessa série financeira. Pela análise de correlação condicional entre elas, há correlações significativas entre a volatilidade do grão e demais derivados. Portanto, as empresas esmagadoras também devem observar a variação nos preços dos derivados da soja de acordo com a variável da cotação do grão e das condições inerentes a cada um dos produtos em si. Teste simples de causalidade de Granger com sete defasagens (anexo A) apontou causalidade do retorno do grão para os do farelo e óleo.

O grande desafio de um artigo científico como o aqui apresentado é proporcionar que essas informações cheguem aos produtores e envolvidos no mercado de soja, auxiliando na programação das atividades de plantio, colheita e comercialização. Quando se investiga acerca da origem dessa volatilidade, suas características e duração, pretende-se contribuir com conhecimentos diferenciados aos interessados do mercado a partir de subsídios factíveis para a administração de desdobramentos dos eventos de volatilidade elevada. Torna-se evidente a presença de consequências resultantes da instabilidade do mercado, que poderão ser aliadas ou atrapalhar o manejo da produção pelo setor de agronegócio da soja.

Conforme destaca Marques (2012), a imprevisibilidade é o fator crucial para se compreender e definir quais decisões tomar diante de um ambiente incerto e com comportamentos nos mercados que dependem de expectativas que resultam do aprendizado de situações vivenciadas no passado. Em suma, gerir a variabilidade de preços em determinado período de elevação ou baixa significa cuidar da questão do risco, que, em última instância, está diretamente relacionado à concretização de investimentos para continuidade e renovação da estrutura produtiva, seja do mercado de soja, seja de outras *commodities* agrícolas.

É importante mencionar que a análise da heterocedasticidade condicional não encerra as possibilidades de investigação entre as relações das variáveis do mercado de soja, como a implementação de um VEC, por

exemplo. Todavia, a análise de volatilidade, ao modelar a variância condicional multivariada das séries de retornos, proporciona abordagem alternativa relevante aos estudos que apenas modelam os preços de séries agrícolas considerando homocedasticidade condicional.

Referências

BABA, Y. *et al.* Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Discussion Paper** 92-5, nov. 1991, p. 1-28. Disponível em: <http://econ.arizona.edu/docs/Working_Papers/Archives/1992/WP_92-5.pdf>. Acesso em: 01 nov. 2011.

BAYER, F. M. **Previsão do preço e da volatilidade de commodities agrícolas, por meio de modelos ARFIMA-GARCH**. 2008. 83 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008. Disponível em: <<http://w3.ufsm.br/adriano/disser/fabio.pdf>>. Acesso em: 18 out. 2011.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, 1986, p. 307-327. Disponível em: <http://public.econ.duke.edu/~boller/Published_Papers/joe_86.pdf>. Acesso em: 12 ago. 2011.

_____; WOOLDRIDGE, J. M. **Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances**, 1992, p. 1-49. Disponível em: <http://public.econ.duke.edu/~boller/Econ.350/bw_1992.pdf>. Acesso em: 01 nov. 2011.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. 1. reimpressão. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPOS, K. C.; CAMPOS, R. T. Volatilidade de preços de produtos agrícolas: uma análise comparativa para soja, café, milho e boi gordo. **Anais... XLV Congresso da SOBER**, Londrina, 2007. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/6/486.pdf>>. Acesso em: 5 nov. 2011.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, n. 1, 1995, p. 122-150. Disponível em: <<http://harrisd.net/papers/ARCHSV/Multivariate%20ARCH/EngleKroner1995ET.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2011.

GIORDANO, S. R. **Competitividade regional e globalização**. 1999. 249 f. Tese (Doutorado em Geografia) – Programa de Pós-Graduação em Geografia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999. Disponível em: <http://www.fundacaofia.com.br/PENSA/anexos/biblioteca/2722007165439_Tese_SamuelGiordano.pdf>. Acesso em: 06 abr. 2012.

IPEA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**, 2011. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 13 nov. 2011.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, n. 2, 1987, p. 163-172. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable//1403192>>. Acesso em 20 out. 2011.

KRUGMAN, P. Aumento dos preços dos alimentos. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 6 fev. 2011. Disponível em: <<http://blogs.estadao.com.br/paul-krugman/2011/02/06/aumento-dos-precos-dos-alimentos/>>. Acesso em: 03 abr. 2012.

MAFIOLETTI, R. L. **Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90**. 2000. 97 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000. Disponível em: <<http://www.ocepar.org.br/UPL/Acervo/DissertacaoRobsonMaffioletti.pdf>>. Acesso em: 29 out. 2011.

MARQUES, M. C. Aspectos práticos da volatilidade histórica: o caso da soja. **Anais...L Congresso da SOBER**, Vitória, 2012. Disponível em: <<http://icongresso.itarget.com.br/useradm/anais/?clt=ser.2>>. Acesso em: 17 set. 2012.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

MYNBAEV, K. T.; LEMOS, A. **Manual de econometria**. 1. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2004.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DO COMÉRCIO. **Séries temporais**, 2011. Disponível em: <<http://stat.wto.org/StatisticalProgram/WSDBStatProgramHome.aspx?Language=E>>. Acesso em: 13 nov. 2011.

SANCHES, A. C.; MICHELLON, E.; ROESSING, A. C. As perspectivas de expansão da soja. **Anais... XLIII Congresso da SOBER**, Ribeirão Preto, 2005, p. 1-20. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/803.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2011.

SANTOS, A. M. D. **A evolução dos preços agrícolas e as bolsas de mercadorias e futuros**: um estudo para o mercado da soja em grão, farelo e óleo no Brasil (1995-2002). 2003. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/2103/000364204.pdf?sequencia=1>>. Acesso em: 06 abr. 2012.

SILVA, A. C.; LIMA, E. P. C.; BATISTA, H. R. **A importância da soja para o agronegócio brasileiro**: uma análise sob o enfoque da produção, emprego e exportação. V Encontro de Economia Catarinense, 2011, p. 1-21. Disponível em: <http://www.apec.unesc.net/V_EEC/sessoes_tematicas/Economia%20rural%20e%20agricultura%20familiar/A%20IMPORT%C3%82NCIA%20DA%20SOJA%20PARA%20O%20AGRONEG%C3%93CIO%20BRASILEIRO.pdf>. Acesso em: 29 out. 2011.

TSAY, R. S. **The analysis of financial time series**. New York: John Wiley and Sons, 2002.

TUBIANA, L. O comércio mundial dos produtos agrícolas: da regulação global ao fracionamento dos mercados. **Ensaios FEE**, v. 6, n. 2, 1985, p. 103-126. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/viewFile/937/1230>>. Acesso em: 02 abr. 2012.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Oilseeds: world markets and trade. **Circular series**, FOP 09-11, 2011, p. 1-33. Disponível em:

<<http://www.fas.usda.gov/oilseeds/circular/2011/Sept/oilseeds09-11.pdf>>. Acesso em: 29 out. 2011.

VIDAL, R. A.; TREZZI, M. M.; MEROTTO JR., A. Causas do aumento do preço de alimentos no mundo. **Plantio Direto**, n. 106, 2008. Disponível em: <http://www.plantiodireto.com.br/?body=cont_int&id=873>. Acesso em: 04 abr. 2012.

VALARINI, J. P.; KUWAHARA, M. Y. O mercado da soja: evolução da commodity frente aos mercados internacional e doméstico. **Jovens Pesquisadores**, v. 4, n. 1, 2007, p. 1-20. Disponível em: <http://www.mackenzie.br/fileadmin/Graduacao/CCSA/Publicacoes/Jovens_Pesquisadores/06/4.6.10.pdf>. Acesso em: 29 out. 2011.

Anexo A

Tabela A1 – Teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos das médias

Resíduos	Estatística	p-valor
Grão	1800,70	0,0000
Farelo	3047,07	0,0000
Óleo	89,33	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2 – Estatística Q para autocorrelação e autocorrelação parcial para os resíduos padronizados do modelo DBEKK(1,1)

Defasagens	Estatística Q (Ljung-Box)					
	Grão	p-valor	Farelo	p-valor	Óleo	p-valor
1	0,02	0,899	3,17	0,075	3,72	0,054
2	1,23	0,539	3,20	0,202	6,24	0,044
3	2,34	0,505	4,77	0,190	6,25	0,100
4	4,63	0,328	4,83	0,305	9,55	0,049
5	4,66	0,459	4,99	0,417	10,01	0,075
6	9,86	0,131	5,00	0,544	10,15	0,119
7	11,44	0,120	9,03	0,250	11,78	0,108

Nota: *significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A3 – Estatística Q para autocorrelação e autocorrelação parcial para os resíduos padronizados quadráticos do modelo DBEKK(1,1)

Defasagens	Estatística Q (Ljung-Box)					
	Grão	p-valor	Farelo	p-valor	Óleo	p-valor
1	0,13	0,720	2,62	0,105	0,54	0,462
2	0,61	0,736	2,64	0,267	0,77	0,680
3	0,91	0,824	2,65	0,449	1,58	0,664
4	0,91	0,922	2,76	0,599	1,63	0,803
5	1,04	0,959	2,82	0,729	2,05	0,842
6	4,21	0,648	2,91	0,821	2,87	0,825
7	4,50	0,721	2,96	0,899	2,88	0,896

Nota: *significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A4 – Teste LM de efeito ARCH remanescente nos resíduos padronizados do modelo DBEKK(1,1)

Defasagens	Grão	p-valor	Farelo	p-valor	Óleo	p-valor
1	0,13	0,7187	2,35	0,1255	0,79	0,3737
5	1,01	0,9617	2,51	0,7752	2,54	0,7704
10	4,80	0,9039	3,81	0,9555	5,99	0,8161

Nota: *significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A5 – Teste de causalidade de Granger

Hipótese ¹	Estatística F	p-valor
Grão não Granger-causa farelo	5,31*	0,0000
Grão não Granger-causa óleo	2,96*	0,0047
Farelo não Granger-causa grão	2,66	0,0103
Farelo não Granger-causa óleo	1,03	0,4061
Óleo não Granger-causa grão	0,80	0,5839
Óleo não Granger-causa farelo	2,16	0,0362

Nota: *significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.