

# Análise da volatilidade do complexo brasileiro de soja em relação ao mundo<sup>1</sup>

Bruno Pereira Conte<sup>2</sup>  
Daniel Arruda Coronel<sup>3</sup>  
Ailton Lopes Amorim<sup>4</sup>

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi analisar o comportamento da volatilidade do mercado brasileiro de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja em relação ao mundo via modelos GARCH multivariados. Os resultados mostraram, pela covariância condicional, que os mercados de soja em grão e de farelo de soja são caracterizados por picos de volatilidade dispersos; o primeiro com picos presentes no início da série, e o segundo, no fim. Já o mercado de óleo de soja apresentou estabilidade. Os mercados de soja em grão e farelo de soja apresentaram fortes picos de covariância de 2007 a 2009. Além disso, sob a luz da correlação condicional, notou-se que há inter-relação média entre os mercados brasileiros e mundiais de soja em grão e forte para o mercado de farelo de soja. O mercado de óleo de soja apresentou correlação fixa. O efeito contágio nas séries foi notado, o que ocasionou persistência de volatilidade e longo tempo para sua dissipação. Pode-se inferir que dois agentes foram preponderantes para o comportamento da volatilidade brasileira em relação ao mundo: a ascensão da economia chinesa como *player* demandante de commodities e a crise do subprime, que trouxe maior oscilação às séries.

**Palavras-chave:** crise financeira, GARCH, modelos multivariados de volatilidade.

## Volatility analysis of Brazilian soy complex regarding the world

**Abstract** – The aim of this study was to analyze the volatility of the Brazilian market for soybeans, soybean meal and soybean oil regarding the world, evaluating through multivariate GARCH models. The results shown by the conditional covariance, that the soybeans and soybean meal markets are characterized by dispersed volatility peaks, the first of which peaks present at the beginning of the series while the second, on the end. And, soybean oil market was stable. The soybean and soybean meal markets showed strong covariance peaks between the years 2007 and 2009. In addition, in light of the conditional correlation, it was noted that there are average interrelation between Brazilian and world markets for soybeans and strong for soybean meal market. Soybean oil market was fixed correlation. It was noted the presence of contagion effect in the series, leading to persis-

<sup>1</sup> Original recebido em 29/9/2015 e aprovado em 2/12/2015.

<sup>2</sup> Bacharel em Administração. E-mail: brunopconte@yahoo.com.br

<sup>3</sup> Doutor em Economia, professor do Departamento de Ciências Administrativas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

<sup>4</sup> Mestre em Economia. E-mail: aimorim2007@gmail.com

tence of volatility and long time to dissipate this. It can be inferred that two agents were prevalent for the behavior of the Brazilian volatility in relation to the world: the rise of the Chinese economy as claimant player of commodities and the subprime crisis, which brought greater sway to the series.

**Keywords:** financial crisis, GARCH, multivariate models of volatility.

## Introdução

A atividade agropecuária está sujeita a mudanças que variam desde as climáticas, os efeitos de políticas, as pestes e doenças até os efeitos financeiros e econômicos. Mudanças governamentais, estrutura de preços, relação oferta/demanda e sazonalidade de preços são agentes desses efeitos. Essa atividade agropecuária gera como insumo, na sua maior parte, as chamadas commodities, que são os produtos de origem primária transacionados nas bolsas de mercadorias. São normalmente produtos em estado bruto ou com pequeno grau de industrialização, com qualidade quase uniforme e são produzidos e comercializados em grandes quantidades do ponto de vista global.

A grande importância das commodities na economia deve-se ao fato de que podem ser uma forma de investimento, uma opção, entre tantas, de aplicação no mercado, como poupança ou fundos de investimento. Assim, as oscilações das cotações desses produtos no mercado internacional podem causar perdas aos agentes econômicos que os transacionam (BRANCO, 2008).

Segundo o mesmo autor, as principais commodities negociadas atualmente no mundo são café, trigo, soja, milho, algodão, açúcar, álcool, boi, ouro, prata, cobre, aço, petróleo, dólar, euro, ações de grandes empresas e títulos de governos nacionais. As principais commodities negociadas pelo Brasil e compostas no Índice de Commodities Brasil da Bolsa de Mercadorias e Valores de São Paulo (BM&F Bovespa) são açúcar, boi gordo, café, soja e etanol hidratado (BM&F BOVESPA, 2014).

As constantes modificações dos preços das modificações acarretam a volatilidade desses preços. Segundo Swaray (2002), a origem

da volatilidade varia conforme o grupo de commodity. No caso das agrícolas, a volatilidade origina-se principalmente de distúrbios da oferta. As flutuações de demanda, de um ano para outro, por exemplo, sofrem somente modificações moderadas, mas a oferta flutua consideravelmente de acordo com variáveis climáticas e técnicas da cultura, além das expectativas e dos movimentos especulativos. Assim, esses distúrbios, combinados com a elasticidade de oferta e demanda de curto prazo, ocasionam flutuações de preços acentuadas (PEREIRA et al., 2010).

Mesmo com essas mudanças, os países procuram explorar a atividade agropecuária porque ela tem tido grande participação na pauta das balanças comerciais. O Brasil tem crescente participação no mercado internacional, resultado da combinação de importantes fatores: clima propício, investimento em tecnologia, disponibilidade de terras agricultáveis férteis e de alta produtividade, produção diversificada numa mesma área.

Além disso, o País, via governo federal, busca incentivar a atividade agropecuária com políticas públicas. Em 2012–2013, o Plano Safra disponibilizou R\$ 96,4 bilhões para a agropecuária, em diversas linhas de financiamento de investimento, R\$ 33,8 bilhões, e custeio, R\$ 62,6 bilhões (BRASIL, 2014).

Considerando as principais commodities negociadas no Brasil e no mundo, avaliando a participação crescente do País no mercado financeiro de commodities e considerando que a diferença de oferta e demanda nesse mercado acarreta modificações dos preços, o objetivo deste trabalho é avaliar a relação de curto prazo da volatilidade das commodities brasileiras do complexo de soja com o mundo. O trabalho usa os modelos GARCH multivariados – BEKK, CCC e DCC.

A relevância dispensada a este estudo está na avaliação do risco das commodities. Deve-se destacar que as flutuações de preços podem inviabilizar todo o processo produtivo, visto que uma queda da remuneração do produto pode tornar negativos os resultados do negócio, mesmo em situações de eficiência produtiva e produtividade elevada. Portanto, a mensuração do risco, como a variabilidade dos retornos, é uma variável importante para a tomada de decisão dos produtores, além de ser informação-chave para especuladores e *hedgers*.

## Metodologia

### Modelo empírico

#### Atribuição da volatilidade

Uma generalização natural dos modelos Arch foi proposta por Bollerslev (1986) e ficou conhecida como GARCH – General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Como em muitas aplicações é requerido que o modelo Arch apresente muitos *lags* ( $q$ ), os modelos GARCH estendem a formulação Arch no sentido de permitir uma memória mais longa e uma estrutura de defasagens para a covariância mais flexível. Esses modelos podem ser usados também para entender a relação entre a volatilidade e os retornos esperados (MORAIS; PORTUGAL, 1999). O modelo é dado por

$$\frac{\varepsilon_t}{\Psi_{t-1}} \sim N(0, h)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t' b$$

em que as restrições são  $q > 0$ ,  $p \geq 0$ ,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$  ( $i = 1, \dots, q$ ) e  $\beta_i \geq 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ). Se  $p = 0$ , o modelo se reduz a um ARCH ( $q$ ); se  $p = q = 0$ , então  $\varepsilon_t$  é um ruído branco. Para que o processo seja bem definido, é requerido que

$$\frac{h_t = \alpha(L)\varepsilon_t^2}{1 - \beta(L)}$$

seja não negativo e que as raízes do polinômio  $\beta(\lambda) = 1$  estejam fora do círculo unitário.

Entre os modelos GARCH, este estudo usará os multivariados (MGARCH): BEKK, CCC e DCC.

### Testes estatísticos

#### Teste de número de defasagens

O teste de número de defasagens é um modelo de estimação ótima das defasagens previstas a serem ajustadas para os vetores autorregressivos. A identificação do melhor modelo pode ser por tentativa e erro pelo modelo OLS, pelo uso de critérios de razão de verossimilhança e pelos critérios de Akaike (1979), Hannan e Quinn (1979) e Schwarz (1978). Este trabalho usa os critérios de informação de Akaike (1979), Hannan e Quinn (1979) e Schwarz (1978). Os testes preveem que quanto menor o valor do teste, melhor o modelo está ajustado.

#### Teste da raiz unitária

O primeiro teste a ser feito é o da raiz unitária, pois se trata de uma cadeia temporal. Segundo Baltagi (2005), esses testes são cada vez mais encontrados nos estudos com séries temporais. Para Fava e Cati (1995), a origem da discussão sobre a existência de raiz unitária nas séries econômicas está no debate sobre a estacionariedade ou não da tendência – grande parte dos dados usados na análise empírica em economia ocorre em forma de uma série temporal,

$$Y_{it} = \rho Y_{it-1} + X_{it}' \beta_1 + \varepsilon_{it}$$

em que  $X_{it}$  representa as variáveis exógenas do modelo,  $\rho_i$  são os coeficientes autorregressivos e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro. Se  $|\rho_i| < 1$ ,  $Y_i$  é dito fracamente exógeno; se  $\rho_i = 1$ , diz-se que a série tem raiz unitária.

Portanto, a determinação da presença de raiz unitária é relevante para a economia, porque auxilia o processo de verificação de várias teorias. Além disso, a presença de raiz unitária pode ser usada como indicativo de que os agentes econômicos possuem comportamento racional, utilizando todas as informações disponíveis (LEROY; SANTOS, 2008).

## Fonte de dados

Os dados referentes às commodities brasileiras foram extraídos da base Ipea-Data. Os referentes às commodities do agregado mundial foram extraídos da base de dados da World Trade Organization (WTO), da base histórica Pink data. Além disso, optou-se por usar os dados de preços mensais, com vistas a diminuir o efeito variabilidade e estimar os modelos com maior precisão. O horizonte temporal deste estudo é de 1º/1/1990 até 30/11/2013, o que correspondeu a 287 observações de cada commodity.

Os dados estão padronizados pelo preço por kg, em dólar. Os valores das commodities brasileiras foram deflacionados com base no IGP-DI.

## Análise e discussão dos resultados

A Tabela 1 mostra os valores do teste de raiz unitária para os preços sobre o critério de 5% de grau de confiança.

Nota-se que a maioria das séries de preços tem tendência determinística e não são

**Tabela 1.** Teste de raiz unitária para os preços.

Variável	Estatística t	Probabilidade
GBR	-0,78	0,82
GM	-2,71	0,22
FBR	-3,59	0,03
FM	-2,37	0,39
OBR	-3,33	0,06
OM	-2,75	0,21

estacionárias. A série de preços do farelo de soja brasileiro é estacionária em nível menor que 5%.

Na Figura 1, há a presença de tendência em todos os gráficos, o que indica que a série não seja estacionária, mas sim uma série de caminho aleatório. Para o farelo de soja e para o grão de soja, as séries não apresentam movimentos de mesma tendência. Para o óleo de soja, nota-se maior variação, em especial na série brasileira, com ênfase no início da amostra, que varia de 1990 a 1998, o que indica que essa série pode apresentar maior volatilidade que a mundial.

Como a maioria dos valores de preço não é estacionária em nível até 5%, aplicou-se a diferença logarítmica dos preços – função retorno – para que se obtenham os valores estacionários.

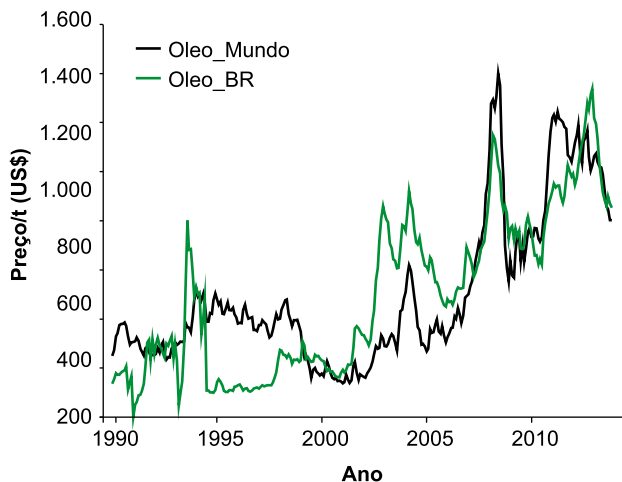
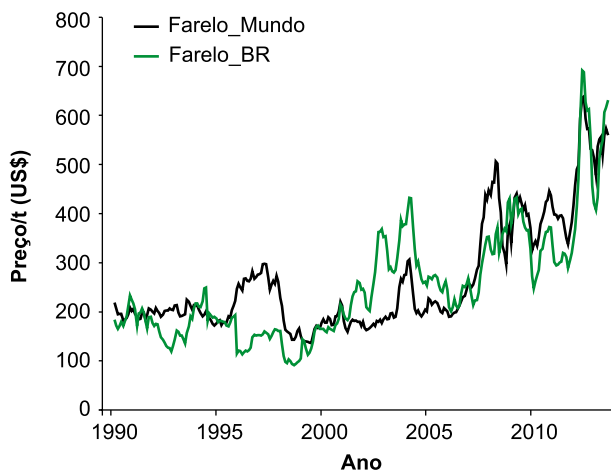
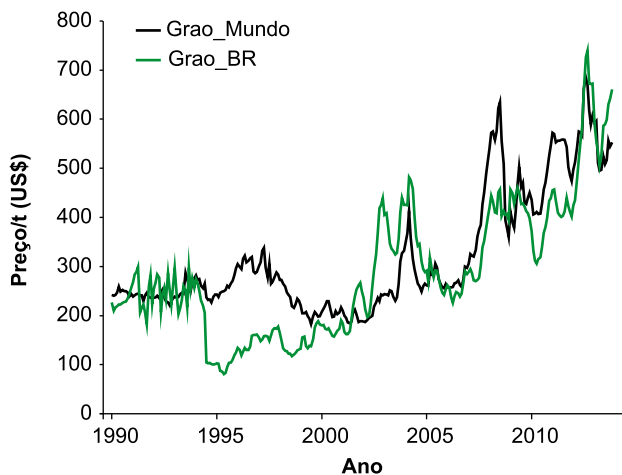
A Tabela 2 mostra os valores do teste de raiz unitária para o retorno das commodities.

A Figura 2 mostra a aparência do retorno das séries estacionária, depois da aplicação da técnica de diferença logarítmica.

Com a finalidade de uma melhor compreensão das séries, apresenta-se a análise de algumas estatísticas descritivas. A Tabela 3 mostra as principais estatísticas descritivas das séries de retorno, além do teste de Jarque-Bera, que investiga a normalidade das séries.

As estatísticas, em especial os valores máximo e mínimo e o desvio padrão, mostram que as séries mundiais possuem maior variabilidade que as brasileiras, com valores máximos maiores, mínimos menores e, em todas as séries, com maior desvio padrão.

O teste de Jarque-Bera mostra que todas as séries não são normais. Mas esse problema é minimizado com base no Teorema do Limite Central, segundo o qual qualquer que seja a distribuição da variável de interesse para grandes amostras, a distribuição das médias amostrais serão aproximadamente normalmente distribuídas e tenderão a uma distribuição nor-



**Figura 1.** Preços das commodities do complexo soja no Brasil e no mundo.

**Tabela 2.** Teste de raiz unitária da série de retorno.

Variável	Estatística t	Probabilidade
GBR	-14,03	0,00
GM	-12,71	0,00
FBR	-17,89	0,00
FM	-12,64	0,00
OBR	-13,60	0,00
OM	-11,06	0,00

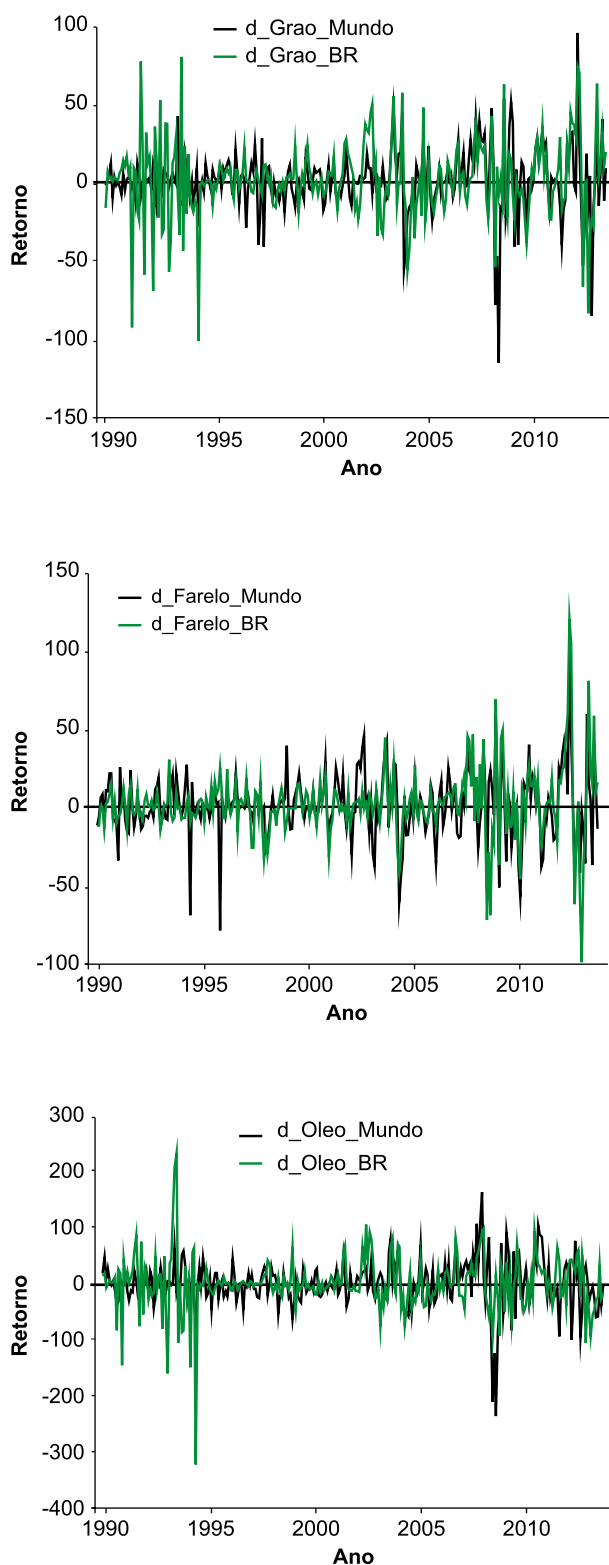
mal à medida que o tamanho da amostra crescer (SAITH; SBARDELLATI, 2011).

Antes de apresentar os modelos de volatilidade das séries, parte-se para um dos critérios de seleção do melhor modelo, que é a estimação de equações de vetores autorregressivos para avaliar as defasagens das séries par a par. A Tabela 4 mostra os critérios mais parcimoniosos.

Considerando as particularidades das séries estudadas, parte-se para a estimação dos modelos GARCH multivariados – para tal, deve haver heteroscedasticidade condicional nas variáveis. Com isso, aplica-se o teste ARCH-LM, que consiste em estimar uma regressão variável contra ela mesma e, a partir dos resíduos ao quadrado resultantes, realizar um teste de hipótese, cuja hipótese nula é que não existe efeito ARCH. A Tabela 5 mostra os resultados.

O teste de heteroscedasticidade foi realizado nas variáveis par a par, obedecendo ao modelo VAR (1,1), e apresentou rejeição da hipótese de não existência de heteroscedasticidade nos resíduos. Com isso, o efeito ARCH está presente nas séries, o que permite a execução dos modelos GARCH multivariados.

A seleção do modelo GARCH multivariado é feita por meio de três critérios cuja base é a minimização dos resíduos. Portanto, o que apresenta maior valor deve ser o modelo escolhido. Foram testados os modelos com imposição normal.



**Figura 2.** Gráficos das séries de retorno do complexo soja no Brasil e no mundo.

Com o objetivo de maior parcimônia e robustez aos resultados, foram estimados os quatro modelos descritos na metodologia.

### Volatilidade da soja em grão

Para atribuição da volatilidade, a Tabela 6 mostra os filtros de seleção de cada modelo para a soja em grão, usando os critérios Akaike (1979), Hannan e Quinn (1979) e Schwarz (1978).

O modelo mais parcimonioso foi o BEKK de distribuição normal, visto que todos os critérios de seleção o indicaram. O modelo Vech com distribuição normal não obteve parâmetros para estimação e, assim, não obteve critérios de seleção.

A Figura 3 mostra a volatilidade da soja em grão por meio da covariância condicional. Existem seis picos de volatilidade na série, o que indica a instabilidade entre os mercados brasileiro e mundial. Nota-se que a tendência para o fim da série, para 2013, foi a diminuição dos picos de instabilidade. De 2007 a 2009, há picos de volatilidade incidentes com intensidade, o que demonstra que o mercado de soja em grão é influenciado por fatores externos, pois 2009 corresponde à crise do subprime, que impactou diversos mercados.

O grande pico de volatilidade em 1994–1995 pode ser decorrência das mudanças econômicas no Brasil nessa época, com o Plano Real, que gerou, segundo Rocha (2000), desconfiança mundial. Depois desse pico, a série mostra certa estabilidade até meados de 2007.

A Figura 4 mostra a relação da soja em grão, par a par, por meio da correlação condicional, que aponta se há interligação entre os mercados brasileiro e mundial.

A correlação entre a soja em grão brasileira e a mundial varia de cerca de 70% a -20%, o que indica que a interligação do mercado brasileiro com o mundial varia entre fracamente negativa para moderadamente positiva. De 2007 a 2013, a correlação passou a ser instável, o que indica que a relação entre o Brasil e o mundo para a



**Tabela 3.** Estatísticas descritivas das séries de retorno do complexo soja.

	FM	FBR	GM	GBR	OM	OBR
Média	0,003290	0,004318	0,002888	0,003741	0,002664	0,003762
Mediana	0,004000	0,003500	0,004000	0,008000	0,004000	0,001500
Máximo	0,205000	0,311000	0,161000	0,352000	0,151000	0,376000
Mínimo	0,186000	-0,516000	-0,256000	-0,677000	-0,253000	-0,731000
Desvio padrão	0,057428	0,080827	0,051879	0,089322	0,055378	0,092989
Assimetria	0,009782	-1.003.233	-0,417147	-1.593.442	-0,223699	-2.460.032
Curtose	4,279694	9,596440	5,632702	15,93060	4,337560	23,50076
Jarque-Bera	19,51951	566,5057	90,89043	2.113.499	23,70501	5.296.817
Probabilidade	0,000058	0,000000	0,000000	0,000000	0,000007	0,000000
Observações	286	286	286	286	286	286

**Tabela 4.** Critérios de seleção de defasagens.

Commodity	Defasagem	AIC	SC	HQ
Grão <sup>(1)</sup>	VAR (1,1)		-5.095	-5.142
Farelo	VAR (1,1)	-5.434	-5.356	-5.403
Óleo <sup>(2)</sup>	VAR (1,1)		-4.881	-4.928

<sup>(1)</sup> O critério AIC para grão apresentou duas defasagens.

<sup>(2)</sup> O critério AIC para óleo apresentou quatro defasagens.

Nota: por questão de parcimônia, adotou-se o modelo VAR (1,1) tanto para o grão quanto para o óleo – critérios de parcimônia conforme Bueno (2011).

**Tabela 5.** Teste de heteroscedasticidade.

Commodity	Chi	Número de graus de liberdade	Pro > Chi
Grão	116,05	81	0,00
Farelo	116,05	81	0,00
Óleo	23,021	12	0,02

soja em grão foi completamente imprevisível. Além disso, a correlação condicional mostrou bastante instabilidade durante a série, o que indica a existência do efeito contágio<sup>5</sup>.

Nota-se também que existe persistência da volatilidade da soja em grão diante de choques

em ambos os mercados. Assim, um choque que produza queda ou alta do preço da soja em grão pode provocar diversos momentos de intensa instabilidade no mercado dessa commodity, provocando assim perdas acentuadas para o setor agrícola.

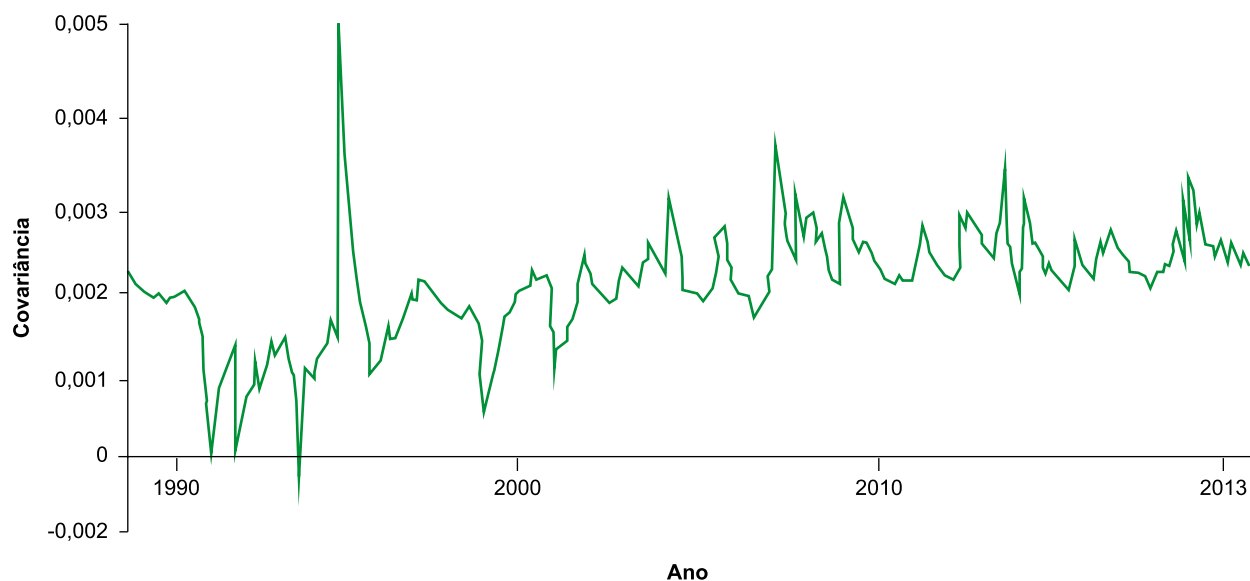
Esses fatos corroboram os estudos de Campos (2007) e Silva et al. (2005), que verificaram que o mercado de soja em grão brasileiro é fortemente influenciado por fatores externos – que causam picos de volatilidade – e possui forte persistência a choques.

Outro aspecto importante é que a correlação condicional para essa commodity é negativa apenas na década de 1990, o que pode ser explicado pela participação da China

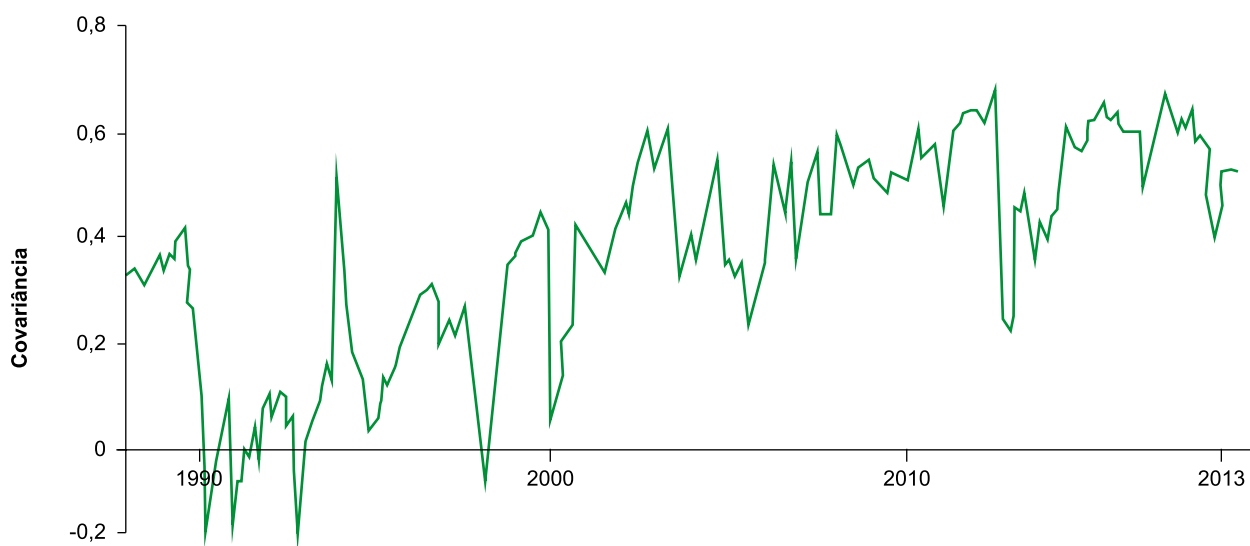
<sup>5</sup> Pela definição de contágio sugerida por Forbes e Rigobon (2000), depois de um aumento da volatilidade de um dos ativos, supostamente depois de algum choque, é possível observar grande variação da correlação condicional desse ativo com outros.

**Tabela 6.** Critérios de seleção dos modelos de volatilidade da soja em grão.

Modelo	Log likelihood	Número de observações	Número de parâmetros	Akaike (1979)	Schwarz (1978)	Hannan e Quinn (1979)
BEKK(1,1)~N	797,14	286	12	-5,490	-5,337	-5,429
Vech(1,1)~N	-	-	-	-	-	-
CCC(1,1)	789,67	286	11	-5,445	-5,304	-5,388
DCC(1,1)	794,06	286	11	-5,476	-5,335	-5,419



**Figura 3.** Covariância condicional para soja em grão.



**Figura 4.** Correlação condicional da soja em grão.



no mercado mundial de soja. Em 1993, no governo Itamar Franco, a China tornou-se parceira estratégica do Brasil. No governo Fernando Henrique, esse país continuou tendo importância significativa nas relações comerciais (ALBUQUERQUE, 2012).

Contudo, foi no governo Luiz Inácio Lula da Silva que as relações entre os dois países se tornaram mais próximas, dada a prioridade do governo de maior aproximação com os chamados países emergentes (SANTOS; OLIVEIRA, 2014).

## Volatilidade do farelo de soja

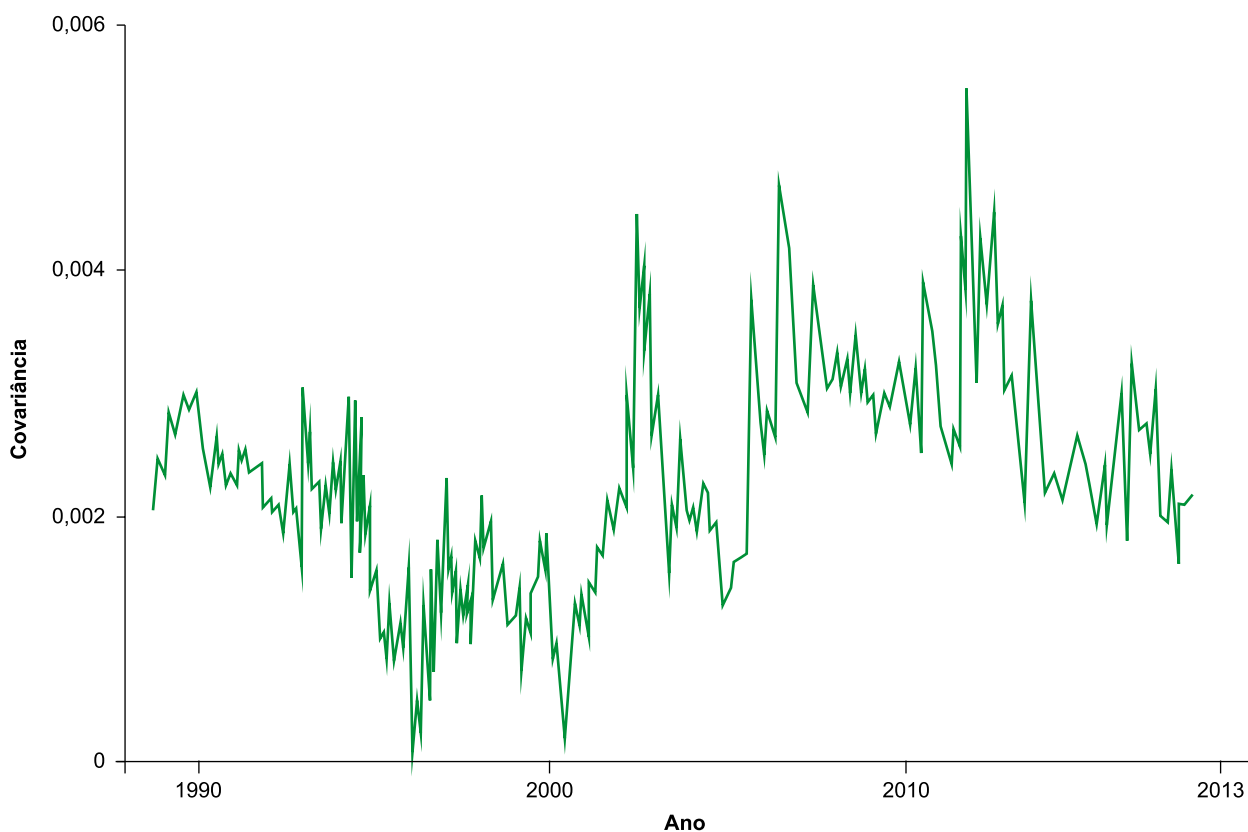
Todos os modelos aferidos apresentaram parâmetros suficientes para a devida estimação, mas os critérios indicaram o DCC como o mais ajustado (Tabela 7).

A Figura 5 mostra a volatilidade do farelo de soja brasileiro em relação ao mundo, por meio da covariância condicional.

Diferentemente do mercado de soja em grão, o farelo de soja caracteriza-se por grande

**Tabela 7.** Critérios de seleção dos modelos de volatilidade do farelo de soja.

Modelo	Log likelihood	Número de observações	Número de parâmetros	Akaike (1979)	Schwarz (1978)	Hannan e Quinn (1979)
BEKK(1,1)~N	763,14	286	12	-5,252	-5,099	-5,191
Vech(1,1)~N	781,89	286	11	-5,390	-5,250	-5,334
CCC(1,1)	779,84	286	11	-5,376	-5,235	-5,320
DCC(1,1)	788,76	286	11	-5,438	-5,298	-5,382



**Figura 5.** Covariância condicional do farelo de soja.

instabilidade da série, com picos de volatilidade mais instáveis de 2005 a 2009. No início da série, década de 1990, as oscilações são mais frequentes, o que reflete a situação econômica brasileira da época.

A partir da década de 2000, o comportamento do mercado de soja brasileiro em relação ao mundo oscilou mais intensamente, com presença de picos de volatilidade, indicando que existem ondulações com maior intensidade do que anteriormente. Os picos de volatilidade são mais frequentes de 2006 a 2009, o que pode indicar reflexo da crise do subprime, iniciada em 2008. Ressalta-se o grande pico de volatilidade em 2003, o que pode indicar a presença do mercado chinês como grande *player* mundial, impactando diretamente o mercado de commodities.

Como no mercado de soja em grão, a série mostra estabilidade apenas no fim de 2013, o que indica persistência de volatilidade para ambos os mercados.

A correlação condicional dos mercados brasileiro e mundial para o farelo de soja é mostrada na Figura 6.

A relação é positiva em toda a série, variando de 10% a 80%. Observa-se que o padrão da correlação é instável, com os menores valores de interligação em 1998–2000. Outro ponto a ser citado é que em 2008 a correlação passou de cerca de 50% para cerca de 35%, o que sugere que a crise daquele ano afetou negativamente a relação entre o mercado brasileiro e o mundial de farelo. Além disso, a série é marcada pela instabilidade, o que denota efeito contágio para esses mercados, ou seja, choques positivos ou negativos fazem com que os preços demorem longos períodos para se normalizarem no mercado.

Com isso, pode-se inferir que o mercado de farelo de soja brasileiro tem comportamento semelhante ao mundial, mas choques externos de retornos influenciam diretamente nosso mercado, o que mostra dependência dos fatores externos.

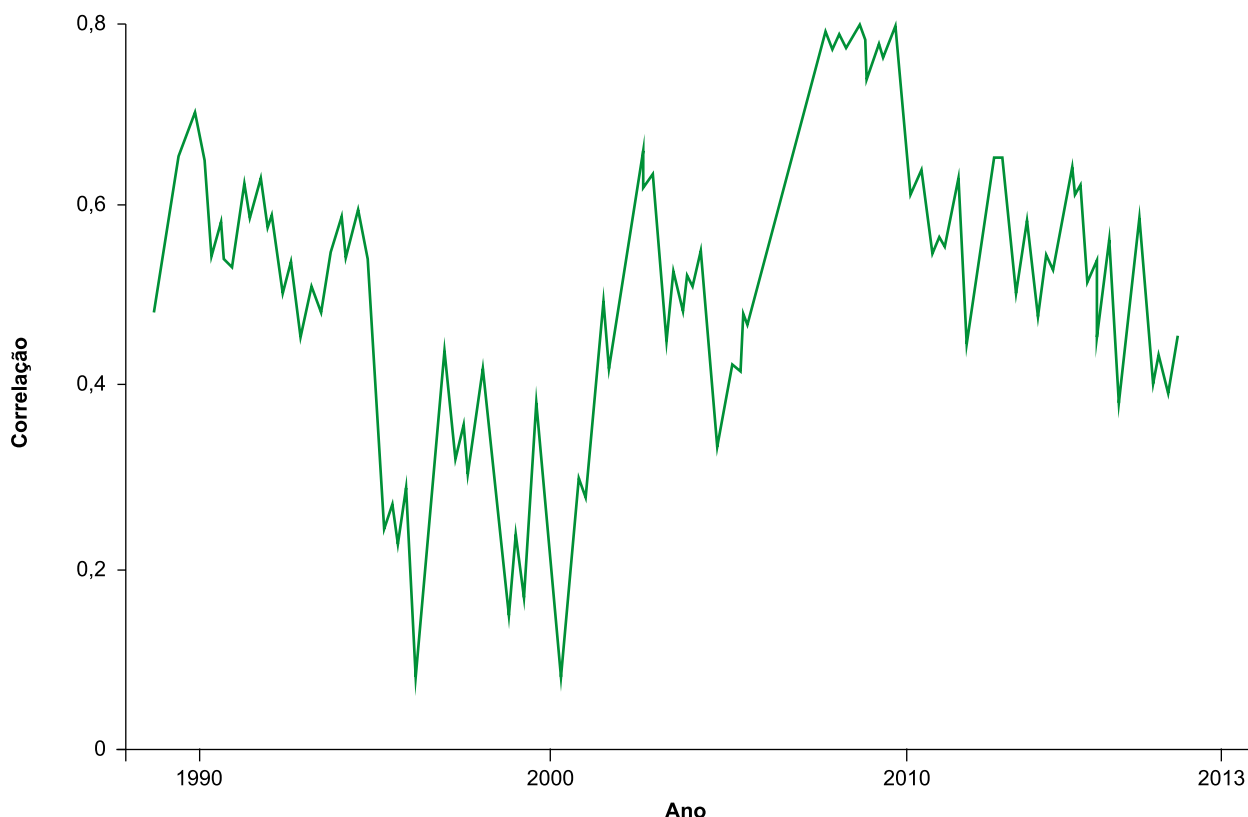


Figura 6. Correlação condicional do farelo de soja.

## Volatilidade do óleo de soja

A Tabela 8 mostra que o modelo mais bem ajustado estatisticamente foi o CCC. O modelo DCC não obteve parâmetros para estimação e não obteve, portanto, critérios de seleção.

A Figura 7 mostra a volatilidade do óleo de soja brasileiro em relação ao mundo. Como o modelo estimado foi o CCC, pressupõe-se que exista correlação condicional constante no decorrer da série.

Existem picos de volatilidade isolados no início da série, de 1990 a 1998. Depois, a série mostra volatilidade estável e com fraca intensidade. Esse fato pode ser explicado pela característica desse mercado no Brasil. Na década 1980, cerca de 72% da produção do óleo foi voltada para o mercado externo, enquanto apenas 11% dos grãos produzidos foram exportados. As exportações mantiveram-se altas até meados da década de 1990 – em média, 43% do total produzido foi escoado para o exterior –, atingindo em 1995 sua maior participação na exportação total do complexo soja: 10,31% (GIEMBINSKY; HOLLAND, 2003).

Entretanto, há diversos estudos que apontam para a alta das exportações de grãos in natura, sem nenhum tipo de processamento, e que um dos principais motivos para isso foi a promulgação da Lei Kandir, em 1996, e a chegada da China, consumidora principalmente de grãos, que utiliza a escalada tarifária à medida que o Brasil impõe agregação de valor ao produto (SANTOS; ABRITA, 2014).

Por fim, nota-se que, do complexo soja, o mercado de óleo de soja foi o que menos oscilou, muito em decorrência do processo de

primarização que a economia brasileira vem sofrendo, subsidiando cada vez mais a exportação de commodities brutas.

## Considerações finais

O mercado de commodities agrícolas tem papel determinante nas pautas de exportações, especialmente nos países em desenvolvimento, por causa de seu baixo valor de produção diante da crescente demanda, especialmente pelo mercado chinês.

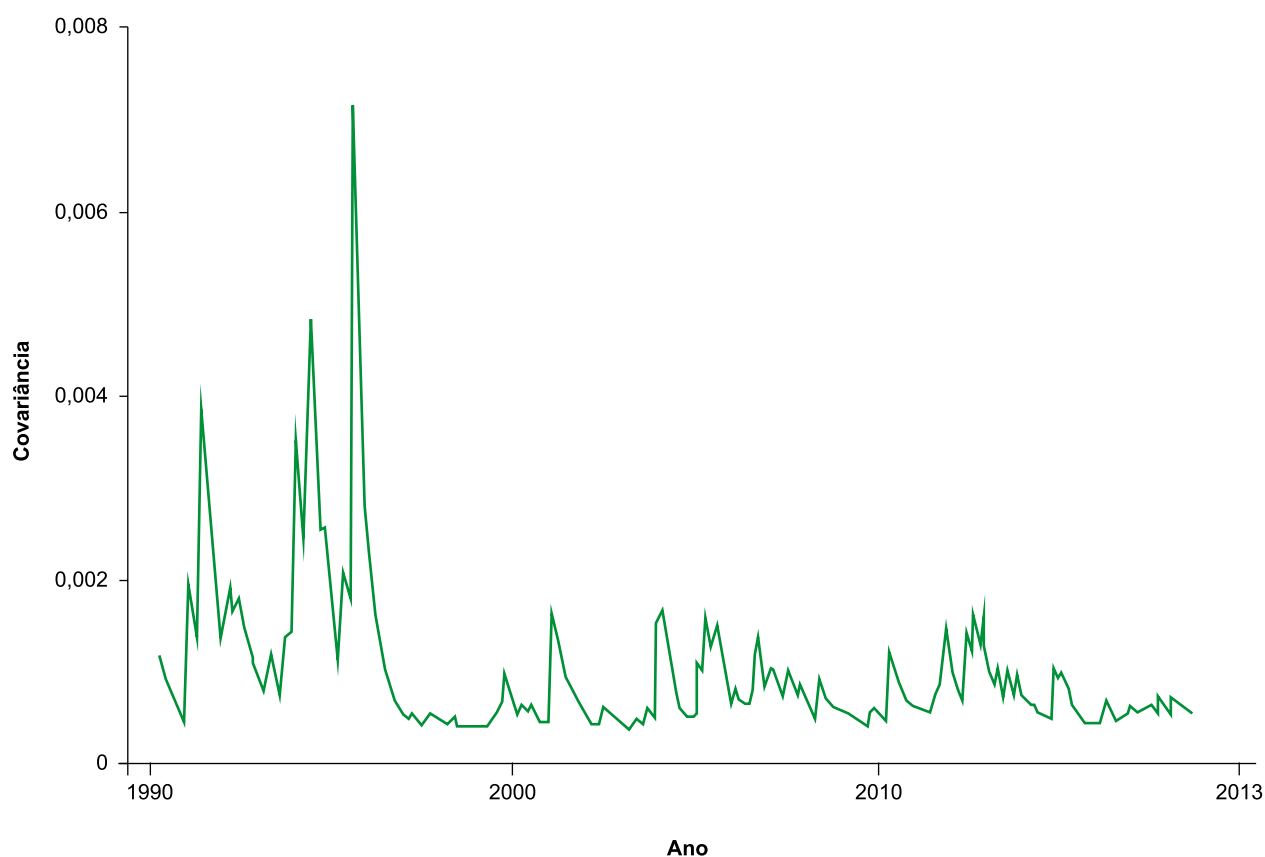
O crescimento desse mercado faz com que os preços estejam expostos às variações de ordens política e econômica e de demanda e oferta, além das variações climáticas e sazonais. É isso que justifica este trabalho, que analisa a volatilidade de commodities agrícolas brasileiras do complexo soja – soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja –, compara com o que ocorre no mundo e busca entender as variações dos preços.

A volatilidade foi estimada via modelos GARCH multivariados – BEKK, VECH, DCC e CCC. O modelo BEKK de distribuição normal foi o que melhor se ajustou à soja em grão. Já para o farelo de soja, o modelo DCC foi o mais parcimonioso. Por fim, para o óleo de soja, o modelo CCC foi o mais bem ajustado.

A volatilidade das commodities, por meio da covariância condicional, mostra que a crise de 2008 foi marcante para a soja em grãos e o farelo de soja, fazendo com que os retornos brasileiros diante dos mundiais fossem bastante oscilatórios. O mercado mais estável foi o de óleo de soja, com picos de volatilidade isolados no início da série.

**Tabela 8.** Critérios de seleção dos modelos de volatilidade do óleo de soja.

Modelo	Log likelihood	Número de observações	Parâmetros	Akaike (1979)	Schwarz (1978)	Hannan e Quinn (1979)
BEKK(1,1)~N	791,53	286	12	-5,451	-5,297	-5,389
Vech(1,1)~N	804,35	286	11	-5,547	-5,407	-5,491
CCC(1,1)	805,28	286	11	-5,554	-5,413	-5,498
DCC(1,1)	-	-	-	-	-	-



**Figura 7.** Covariância condicional do óleo de soja.

Notou-se também que os mercados de soja em grão e farelo de soja têm comportamentos semelhantes, caracterizados por picos de volatilidade – os mais intensos ocorreram de 2007 a 2009. Para todos os mercados, os picos de volatilidade depois da crise diminuíram, indicando que choques de retornos demoraram para dissipar a oscilação.

Quanto à correlação condicional, há inter-relação média entre os mercados brasileiros e mundiais de soja em grão, de -20% a 60%. Para o farelo de soja, a relação é positiva e forte, com relação positiva em toda a série. O mercado de óleo de soja pressupõe correlação fixa no decorrer da série.

Para soja em grão e farelo de soja, observou-se persistência de volatilidade, ou seja, choques positivos ou negativos nos preços desses produtos podem exigir longos períodos para

que o mercado se normalize. Isso ocorreu com menor intensidade no mercado de óleo de soja.

Para os mercados de soja em grão e farelo de soja, houve efeito contágio, ou seja, choques originados em determinado mercado estenderam-se a vários mercados de outros países.

Para todos os mercados, os fatores que explicaram o comportamento das oscilações são estes: a crise do subprime de 2008 e a ascensão da economia chinesa como *player* demandante de commodities. O primeiro causou oscilações mais intensas nas séries, enquanto o segundo modificou o padrão dos mercados analisados, sendo o mais afetado o de óleo de soja.

Sugere-se analisar o comportamento da volatilidade brasileira diante do mundo com dados mais atuais, ou avaliar a diferença mensal e até diária. Sugere-se também o uso de outros

modelos de volatilidade, como GJR, TARCH e EGARCH.

## Referências

- AKAIKE, H. A bayesian extension of the minimum AIC procedure of autoregressive model fitting. **Biometrika**, v. 66, n. 2, p. 237-242, Aug. 1979. DOI: 10.2307/2335654.
- ALBUQUERQUE, J. A. G. **Brasil-China: uma parceria em três dimensões**. 2012. Disponível em: <[http://www.gr.unicamp.br/ceav/content/pdf/pdf\\_texto\\_seminario\\_china\\_jaguilhon.pdf](http://www.gr.unicamp.br/ceav/content/pdf/pdf_texto_seminario_china_jaguilhon.pdf)>. Acesso em: 22 abr. 2014.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons, 2005.
- BM&F BOVESPA. Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo. **Índice de commodities Brasil**. 2014. Disponível em: <[http://www.bmfbovespa.com.br/pt\\_br/produtos/indices/outros-indices/indice-de-commodities-brasil-icb-1.htm](http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/outros-indices/indice-de-commodities-brasil-icb-1.htm)>. Acesso em: 5 jul. 2016.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BRANCO, A. L. de O. C. **A produção de soja no Brasil: uma análise econométrica no período de 1994-2008**. 2008. 54 f. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Pontifícia Universidade de Campinas, Campinas.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano safra da agricultura familiar**. 2014. Disponível em: <[http://www.mda.gov.br/plano\\_safra/](http://www.mda.gov.br/plano_safra/)>. Acesso em: 16 nov. 2015.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage, 2011.
- CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, p. 303-328, 2007.
- FAVA, V. L.; CATI, R. C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 2, p. 279-296, ago. 1995.
- FORBES, K.; RIGOBON, R. **Contagion in Latin America: definitions, measurement, and implications**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2000. (NBER working paper 7885).
- GIEMBINSKY, R.; HOLLAND, M. Comportamento do preço no complexo soja: uma análise de cointegração e de causalidade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 21., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Niterói: Anpec, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/E55.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2016.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.
- LEROY, F. L. D.; SANTOS, J. M. dos. Será possível um crescimento regional independente? Uma abordagem utilizando vetores auto-regressivos. Versão electrónica. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, p. 396-410, jul./set. 2008. Disponível em: <[http://www.bnb.gov.br/projwebren/exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=1092/](http://www.bnb.gov.br/projwebren/exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1092/)>. Acesso em: 25 jun. 2012.
- MORAIS, I. A. C. de; PORTUGAL, M. S. **Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do Ibovespa**. 1999. Disponível em: <[http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=1092](http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1092)>. Acesso em: 25 jun. 2012.
- PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E. de; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. de. Volatilidade dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras. **Revista de Economia**, v. 36, ano 34, n. 3 p. 73-94, set./dez. 2010.
- ROCHA, S. **Pobreza e desigualdade no Brasil: o esgotamento dos efeitos distributivos do plano real**. 2000. Disponível em: <[http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2365/1/TD\\_721.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2365/1/TD_721.pdf)>. Acesso em: 25 abr. 2015.
- SAITH, W.; SBARDELATTI, E. C. A. **Volatilidade cambial e mercado de ações no Brasil: evidências empíricas para os anos de 2000 a 2010**. 2011. Disponível em: <<http://www.pucrs.br/eventos/encontroeconomia/download/mesas/VolatilidadeCambial.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2016.
- SANTOS, A. S.; ABRITA, M. B. **Complexo da soja no Brasil, consequências da lei Kandir e da parceria com a China**. 2014. Disponível em: <<http://www.fee.rs.gov.br/wp-content/uploads/2014/05/201405277eeg-mesa15-complexosojabrasilleikandir.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2016.
- SANTOS, D. A. N. dos; OLIVEIRA, M. C. Relação econômica entre Brasil e China no período de 2008 a 2013. In: SEMANA DE ECONOMIA, 4.; SEMANA DE EGRESSOS, 4., 2014, Ilhéus. [Anais...] Ilhéus: Universidade de Santa Cruz, 2014. Disponível em: <<http://www.uesc.br/eventos/ivsemeconomista/anais/gt3-2.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2016.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461-464, Mar. 1978.
- SILVA, W. S. da; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. de. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p.119-134, mar. 2005. DOI: 10.1590/S0103-20032005000100007.
- SWARAY, R. B. **Volatility of primary commodity prices: some evidence from agricultural exports in Sub-Saharan Africa**. [S. l.]: University of York, 2002. (Discussion papers in economics, 2002/06).