

Correlação e causalidade entre os preços de *commodities* e energia

Dienice Ana Bini*
Mário Duarte Canever**
Anderson Antônio Denardim***

Palavras-chave

transmissão de preços,
cointegração, petróleo,
etanol

Classificação JEL

Q, Q1, Q4

Keywords

*price transmission,
cointegration, oil, ethanol*

JEL Classification

Q, Q1, Q4

Resumo

Objetiva-se testar a cointegração e a causalidade entre os preços de energia e commodities agrícolas nas condições comerciais do Brasil. Utilizando-se dados de preço mensais de 2000 a 2012 das commodities: petróleo, etanol, cana, milho, soja, taxa de câmbio, e ainda os preços americanos de milho e etanol. O petróleo e taxa de câmbio apresentaram coeficientes significativos a 10% para todos os produtos. O etanol foi significativo para a cana de açúcar, soja e milho, mostrando o entrelaçamento entre os preços de energia e produtos agrícolas no Brasil. Isso é evidenciado pelas relações significativas de cointegração da soja com a cana, etanol e milho. Identificou-se causalidade no sentido de Granger do milho e etanol americano para o etanol brasileiro, e do milho americano para o milho e a soja do Brasil. Pode-se concluir que há transmissão de preços das commodities energéticas para as commodities agrícolas e entre as commodities.

Abstract

This paper aims to test and analyze the integration and causality of energy and agricultural commodity prices in the Brazilian context. In order to do that, econometric tests of time series analysis using monthly data, from 2000 to 2012, of the prices of crude oil, ethanol, sugar cane, corn, soybeans and the exchange rate were used. The results show that the prices of petroleum and the exchange rate are the elements most integrated into agricultural prices. The ethanol price is integrated into sugar cane, soybeans and corn prices. Furthermore, soybean prices are also integrated into sugar cane, ethanol and corn, showing that there is a complex and coordinated price mechanism in these markets in Brazil. On the other hand, the Brazilian prices (ethanol, corn and soybean) are caused, in the sense of Granger, by their American counterparts making the Brazilian commodity price formation even more complex.

*Doutoranda em Economia Aplicada
– ESALQ/USP.

**Professor do Departamento
de Ciências Sociais Agrárias da
Faculdade de Agronomia Eliseu
Maciel – UFPel.

***Professor do Curso de Economia da
Universidade Federal de Santa Maria.

1_ Introdução

Os preços das *commodities* agrícolas são altamente influenciados pelo mercado e afetam de maneira decisiva a renda e a balança comercial do agronegócio, o qual tem expressiva participação no PIB brasileiro. Em 2011, por exemplo, o agronegócio foi responsável por 22,15% do PIB nacional (Cepea, 2013).

Os preços das principais *commodities* do agronegócio demonstram instabilidade, com registros de declínio nos anos 2007 e 2008, elevação em 2009, 2010 e início de 2011, alcançando picos históricos em meados de 2012. Apesar da instabilidade, observam-se, nos últimos anos, aumentos reais dos preços da maioria das *commodities* agrícolas. As recentes elevações registradas podem ser atribuídas a relações de oferta e demanda e ao avanço nos custos de produção (FAO, 2010). Do lado da demanda, notam-se altas motivadas pelo crescimento da população mundial, aumento do poder de consumo nos países em desenvolvimento, principalmente na China e na Índia, e aumento da demanda por atividades agrícolas destinadas à produção de bioenergia (FAO, 2012, 2011, 2010; Brandão, 2012). Do lado da oferta, há redução das quantidades produzidas ocasionadas por fatores climáticos (FAO, 2012), além da baixa nos estoques mundiais (FAO, 2012; MAPA, 2011). Os preços aumentam também forçados pelo aumento nos custos de produção, advindos da elevação nos preços dos insumos utilizados ao longo das cadeias agroindustriais, a exemplo do petróleo e outras fontes de energia (Baffes, 2007; Chand, 2008; Saghaian, 2010; Margarido *et al.*, 2011).

A elevação nos preços do petróleo aumenta acresce os custos de produção por ser um importante insumo no processo produtivo. Os efeitos vão desde o aumento do custo do transporte a majoração nos preços de insumos agrícolas que utilizam o petróleo e seus derivados na sua constituição.

Outro efeito dos preços do petróleo nos preços agrícolas se dá via ocupação das áreas agrícolas com culturas apropriadas à produção de fontes alternativas de energia, a exemplo

da cana de açúcar, no Brasil, e do milho, nos Estados Unidos. A expansão da área cultivada com produtos destinados à obtenção de bioenergia afeta os preços de outras *commodities* agrícolas por modificar a quantidade ofertada. Tyner (2009) observou, no mercado americano, que, a partir de 2006, o preço do etanol estabeleceu uma ligação entre o preço do petróleo e o do milho, que não existia historicamente.

Além disso, no que tange aos preços, o processo de globalização presenciado pelo mundo, no final do século XX, impulsionou um processo de integração das economias. As interações entre os mercados de *commodities* podem implicar a presença de volatilidade *spillover*, que é a transmissão de impulsos comerciais entre os mercados (Cunha, 2008; Santos *et al.*, 2010; Serra *et al.*, 2009; Bellinghini *et al.*, 2011; Caldarelli; Bacchi, 2012). O Brasil tem grande inserção no mercado internacional de produtos agrícolas, visto ser importante exportador de *commodities*. Assim, com a economia do país mais exposta às agitações internacionais, os preços domésticos podem sofrer mais intensamente as influências dos preços externos (Santos *et al.*, 2007).

O processo de integração de preços entre os diferentes mercados vem acompanhado de outro fenômeno, a integração entre as próprias *commodities* agrícolas. Por se caracterizarem como bens substitutos no processo produtivo, competindo pelas áreas de cultivos, e muitas vezes serem complementares na fase de consumo, a correlação dos preços e a elasticidade entre as *commodities* agrícolas são cada vez maiores. A integração entre o preço das *commodities* agrícolas é evidenciado em vários estudos empíricos, dentre os quais, podem ser citados Libera (2009), Caldarelli e Bacchi (2012), Block *et al.* (2012), Zhang *et al.* (2009) e Saghaian (2010).

Diante da ampla inserção do Brasil no mercado internacional de produtos agrícolas, onde se destaca como expressivo produtor e fornecedor de *commodities*, os estudos

relacionados à compreensão das relações entre o setor de energia e os produtos agrícolas tornam-se cada vez mais importantes. Embora muito já tenha sido feito em âmbito nacional, como os trabalhos de Santos *et al.* (2007, 2010), Serra *et al.* (2009), Brandão (2012) e Bellinghini *et al.* (2011), nenhum estudo foi dedicado a analisar as relações de cointegração e causalidade entre fontes de energia e *commodities* agrícolas.

Portanto, objetiva-se neste artigo caracterizar a relação entre os preços de *commodities* agrícolas (soja, milho e cana-de-açúcar) e os preços de *commodities* energéticas (petróleo e etanol), nas condições comerciais brasileiras. Examina-se de que forma choques no preço do petróleo e etanol influenciam os preços das *commodities* agrícolas. Das reflexões anteriores e dos argumentos apresentados na seção de revisão de literatura, derivam-se duas hipóteses principais: (1) movimentos dos preços das *commodities* energéticas precedem e geram efeitos significativos nos preços das *commodities* agrícolas;

(2) os mercados das *commodities* agrícolas estão integrados no âmbito interno ao longo da cadeia agroindustrial, mas também sofrem influências das condições internacionais.

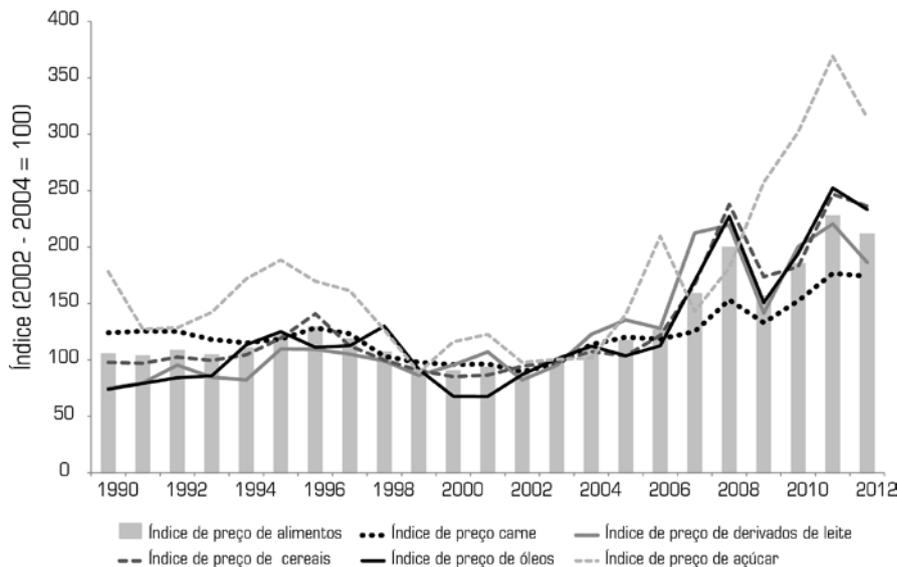
2_Revisão de literatura

Esta seção dedica-se a apresentar o cenário do setor de energia e o agronegócio, abordando as motivações para a alta nos preços dos alimentos, a crescente integração dos mercados globais e entre as *commodities* agrícolas.

A alta no preço dos alimentos

A maior volatilidade e a elevação nos preços dos alimentos é fenômeno observado nos últimos anos. As recentes mudanças de preços têm médias mais elevadas e variações mais amplas que as anteriores (Irwin & Good, 2009). Isso é comprovado pelo índice de preço de alimentos (Gráfico 1)

Gráfico 1 Índice internacional de preços de alimentos, 1990 - 2012



Fonte: Adaptado da FAO (2012).

estimado pela Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO), com base na média ponderada dos seguintes grupos: carnes (frango, bovina, suína e ovinas); derivados de leite (manteiga, queijo e caseína); cereais (trigo, milho e arroz); óleos (média ponderada de 12 diferentes óleos vegetais e de peixe) e açúcar.

Enquanto o período de 1990 a 2003 apresenta variações suaves entre anos sucessivos e sem oscilações expressivas, a partir de 2004 há registro de aumentos mais intensos e maior volatilidade. Isso pode ser constatado pela média e pelo desvio padrão de cada período. De 1990 a 2003, a média do índice foi 105, e o desvio padrão, 12,19, enquanto que, de 2004 a 2012, a média passa para 166, e o desvio padrão, para 42,29.

Como apresentado na seção introdutória, dentre os fatores que contribuem para a elevação dos preços das *commodities* agrícolas e, conseqüentemente, a elevação dos preços dos alimentos, podem ser citados o crescimento da demanda mundial impulsionado pelo aumento da população e o aumento da renda *per capita* em países em desenvolvimento, a integração dos mercados globais, os choques climáticos, a queda nos estoques mundiais, a diminuição do crescimento da produção agrícola, a especulação financeira, os aumentos dos preços do petróleo e a expansão dos biocombustíveis (FAO, 2012, 2011, 2010; Brandão, 2012).

Nesta revisão de literatura, dar-se-á maior atenção à relação do preço do petróleo com as *commodities* agrícolas e às conseqüências do aumento da produção de biocombustíveis.

Dentre os trabalhos que estudaram as relações entre os preços do petróleo e as *commodities agrícolas*, Chand (2008) analisou a crise global dos alimentos e afirma que cerca da metade dos aumentos nos preços globais dos alimentos é atribuída a elevação nos preços do petróleo, ocorridos a partir de 2004. Conforme esse autor, o fator primordial na crise de alimentos é a majoração dos preços resultantes tanto da substituição de áreas cultivadas com produtos não

alimentícios (bioenergia) quanto do aumento dos custos de produção via custo dos insumos.

Os preços dos fertilizantes, a agricultura mecanizada e os custos de transporte são todos dependentes dos preços do petróleo. Assim, choques nesses produtos são transmitidos para os preços das *commodities* agrícolas. Pelo fato de o preço do petróleo ter demonstrado volatilidade nos últimos anos, há claramente o potencial de essa volatilidade se espalhar para os preços das *commodities* (FAO, 2012); Von Braun *et al.* (2008).

Nesse sentido, Mitchell (2008) encontrou que o preço do petróleo causou um aumento de 15% a 20% nos custos de produção e transporte de alimentos nos Estados Unidos. Baffes (2007) assevera que mudanças de preços de *commodities* energéticas e petróleo têm sido altamente repassadas para *commodities* alimentares e fertilizantes. Estudo realizado por Saghalian (2010) nas condições norte-americanas observou que há alta correlação entre as séries de preços do petróleo e as *commodities* agrícolas, como o milho, a soja e o trigo. A presença de transmissão entre o petróleo e o milho, importante *commodity* utilizada na alimentação humana, animal e produção de etanol, foi verificada nos trabalhos de Taheripour & Tyner (2008); Du *et al.* (2009); Harri e Darren (2009). Nessa linha, Margarido *et al.* (2011) argumentam que o petróleo e outras *commodities* tendem a experimentar elasticidades cruzadas cada vez maiores.

O petróleo apresenta também um efeito indireto sobre os produtos agrícolas, já que a elevação do seu preço pode tornar viável a produção de biocombustíveis. Oliveira (2008) aponta que a produção de etanol pelos EUA provocou o aumento do milho no mercado internacional, além de causar o incremento nos preços do arroz, da soja e do trigo, visto que muitos produtores direcionaram a produção agrícola para o milho. Rosegrant (2008) mostrou que 30% da valoração dos preços dos grãos é resultante da maior demanda por biocom-

bustíveis. Para o caso do milho, as estimativas desse autor alcançam em torno de 39% em termos reais, o que demonstra que a maior demanda por biocombustíveis eleva o preço dos produtos agrícolas.

É notável a existência de relações de causalidade entre os preços do petróleo, as fontes alternativas de energia e as demais *commodities* agrícolas. Como o mercado desses produtos é altamente dinâmico em nível mundial, decorre aí um processo de integração de preços, assunto que será abordado a seguir.

A integração espacial dos mercados agrícolas

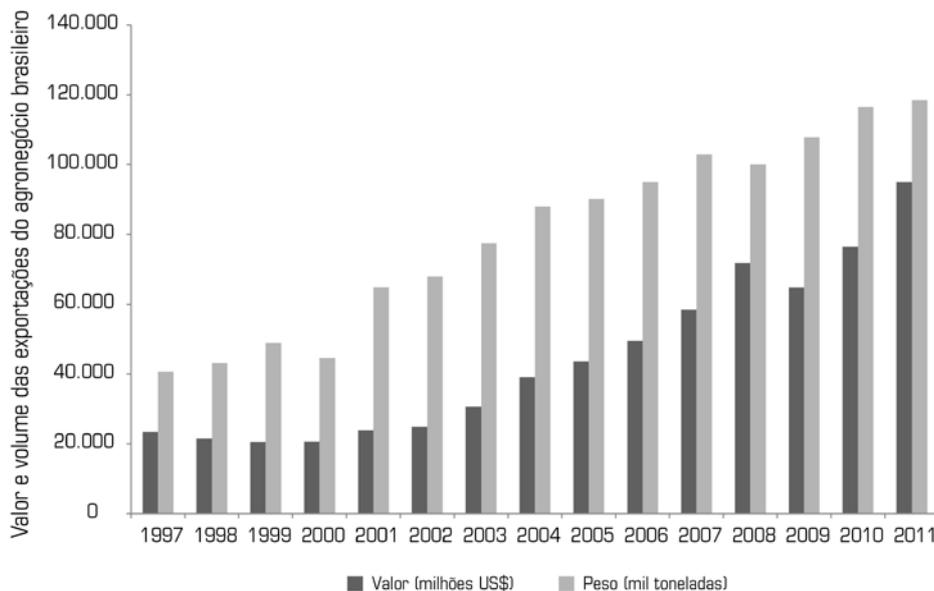
A globalização e o desenvolvimento tecnológico permitiram e facilitaram o maior fluxo de informação e interação entre os mercados. No Brasil, após a abertura comercial na década de 1990 e implementação do Plano Real em 1994, intensifica-

ram-se as relações comerciais internacionais, e a agricultura passou a ter papel de destaque na estabilização da economia brasileira.

As exportações do agronegócio brasileiro expandiram significativamente nos últimos anos (Gráf. 2). Com uma parcela expressiva da produção agrícola nacional destinada ao mercado internacional, decorre um processo de importação das condições comerciais externas. A definição dos preços não depende apenas do mercado doméstico, mas da interação das condições nacionais e internacionais.

A intensificação das relações internacionais entre os países deriva de um conceito importante de integração de mercados. Segundo Fackler e Goodwin (2001) e González-Rivera e Helfand (2001), localidades espacialmente separadas que comercializam um mesmo produto formarão um mercado integrado se compartilharem informações e apresentarem

Gráfico 2. Valor e volume das exportações do agronegócio brasileiro de 1997 a 2012



Fonte: Gerado pela autora com base no Agrostat (2012).

interdependência entre os preços ao longo do tempo. A integração, então, pode ser vista como uma medida do grau em que choques surgidos numa região são transmitidos para outra. Em relação aos mercados agrícolas, Christofolletti *et al.* (2012) testaram a integração entre os mercados futuros de soja em grão no Brasil, nos Estados Unidos e na China e concluíram que as séries de preços das cotações nesses países são cointegradas, o que comprova a integração entre esses mercados.

Pino e Rocha (1994) concluíram que os preços domésticos no Brasil da soja são fortemente influenciados pelas variações na CBOT.¹ Margarido *et al.* (1999) mostraram que variações nos preços da soja em Rotterdam são transferidas para

os preços domésticos no Brasil e na Argentina. A partir dessas incursões, fica claro que as cotações brasileiras da soja são altamente influenciadas pelas cotações internacionais, que servem como sinalizadores para o mercado de soja no Brasil.

Na Tabela 1 é apresentada uma lista de trabalhos que estudaram as relações de integração entre mercados para diferentes produtos agrícolas. Em suma, o que esses trabalhos mostram é que, para vários produtos agrícolas, a hipótese de integração não é descartada. Além disso, outros trabalhos como os de Bellinghini *et al.* (2011), Santos *et al.* (2010) e Serra *et al.* (2009) demonstram que a integração não ocorre apenas entre mercados, mas também entre distintos produtos agrícolas.

Tabela 1 _Trabalhos relacionados

Autor	Período	Produto	Conclusões
Caldarelli e Bacchi (2012)	1967 a 2008	Milho	Existência de interação entre o mercado interno e o externo.
Coronel et al. (2010)	1994 a 2009	Trigo	Variações no preço internacional foram, ao longo do tempo, repassadas quase que completamente para o mercado argentino.
Sousa e Campus (2009)		Algodão	Os mercados brasileiro e americano podem ser considerados integrados.
Cunha (2008)	1990 a 2007	Café	Integração entre os principais produtores de café arábica e também entre produtores de café robusta.
Santos et al. (2007)	1996 a 2006	Milho	Causalidade entre o preço internacional do milho e o recebido pelo produtor brasileiro.
Silva et al. (2003)	1995 a 2002	Milho	Relações de cointegração entre os preços da soja nos mercados brasileiro e norte-americano.
Serra et al. (2009)	2000 a 2008	Petróleo etanol e açúcar	Aumento nos níveis de preços do petróleo eleva o preço do etanol, que, por sua vez, faz com que os níveis de preços de açúcar cresçam.
Bellinghini et al. (2011)	2010 a 2011	Etanol, milho e petróleo	Choques ocorridos no milho e no etanol não foram advindos de choques do petróleo.
Santos et al. (2010)	1994 a 2009	Petróleo, etanol e milho	O preço do milho no Brasil e o do etanol de milho afetam positivamente o preço do milho no mercado internacional. O preço do petróleo afeta o preço do milho de forma negativa.

Fonte: Elaborado pelos autores

A cointegração entre commodities agrícolas

Produtos agropecuários apresentam natureza de substituição e/ou complementaridade durante as fases de produção e consumo. Em virtude disso, podem surgir relações de causalidade entre seus preços. Portanto, a formação de preços é condicionada não só pelas relações espaciais dos mercados, mas também por relações causais entre produtos (Tybusch, 2003). Quando variações nos preços de um produto geram respostas em outros, diz-se que há elasticidade cruzada de transmissão de preços.

As evidências de integração entre os preços de *commodities* agrícolas são demonstradas em trabalhos empíricos, como o estudo realizado por Saghayan (2010). Esse autor concluiu para o mercado norte-americano que há relação de causalidade de Granger uni e bidirecional entre os preços do etanol, do milho, da soja e do trigo.

Embora os estudos que evidenciam a integração entre as *commodities* agrícolas no Brasil sejam mais escassos do que em esfera internacional, alguns estudos já foram realizados. Tais estudos relacionam os preços de diferentes produtos agrícolas e concluem, por exemplo, que há transmissão de preços entre os mercados físico da soja e futuro do milho (Libera, 2009), assim como interação no mercado físico desses dois produtos (Caldarelli; Bacchi, 2012). Na mesma perspectiva, Block *et al.* (2012) concluíram que o etanol hidratado influencia o preço da cana e do açúcar no Estado de São Paulo.

Ao longo desta revisão de literatura, foi possível demonstrar, com base em estudos empíricos, que o aumento no preço do petróleo é transmitido para o preço dos produtos agrícolas. A causa desse efeito se dá pela relação *insumo produto* existente nesses mercados. Além disso, o aumento dos preços do petróleo estimula o desenvolvimento de fontes alternativas de energia, dentre elas os biocombustíveis produzidos a partir de massa vegetal, e o conseqüente aumento da demanda

por produtos agrícolas como soja, milho e cana-de-açúcar. Como, no nível da produção agrícola, esses produtos competem por área, a elevação da demanda aumenta o grau de integração entre seus preços. Somado a isso, têm-se a integração dos mercados globais decorrente da ascensão das relações comerciais entre os países.

3 Metodologia

Para testar as duas hipóteses deste estudo – (1) movimentos dos preços das *commodities* energéticas precedem e geram efeitos significativos nos preços das *commodities* agrícolas e; (2) os mercados das *commodities* agrícolas estão integrados no âmbito, mas também sofrem influências das condições internacionais –, usou-se o ferramental econométrico de séries temporais. Especificamente, utilizam-se os modelos (VAR e VEC) para testar as hipóteses de dependência de preços entre *commodities* energéticas e agrícolas e entre as próprias *commodities* agrícolas, e os testes de causalidade de Granger e função impulso-resposta como testes complementares para testar as hipóteses. Também se utiliza o teste de Causalidade de Granger para testar a hipótese que o mercado interno é causado no sentido de Granger pelo mercado externo, assim como a existência de precedência nos movimentos de preços das *commodities* energéticas em relação às *commodities* agrícolas.

Como alguns produtos são destinados ao mercado externo ou oriundos do mercado externo, optou-se por incluir a taxa de câmbio como forma de filtrar os efeitos das variações cambiais sobre os preços internos. Os dados de preços do petróleo, etanol americano e milho americano foram convertidos de dólar para real, tendo como base a taxa de câmbio comercial-compra-média coletada no Ipeadata. Foram coletados dados mensais de janeiro de 2000 a julho de 2012.

Quadro 1 Apresentação das variáveis utilizadas neste estudo

Variável	Descrição	Local de coleta
Petróleo	Logaritmo natural do preço do petróleo	FMI
Cana	Logaritmo natural do preço da cana-de-açúcar – preço recebido pelo produtor	IEA
Etanol	Logaritmo natural do preço do etanol brasileiro – preço recebido pelo produtor	IEA
Milho	Logaritmo natural do preço do milho brasileiro – preço recebido pelo produtor	IEA
Soja	Logaritmo natural do preço da soja brasileiro – preço recebido pelo produtor	IEA
Corn	Logaritmo natural do preço do milho americano – preço recebido pelo produtor	USDADATE
Ethanol	Logaritmo natural do preço do etanol americano – preço recebido pelo produtor	USDADATE
Câmbio	Logaritmo natural da taxa de câmbio comercial-compra-média	IPEADATA

Fonte: Elaborado pelos autores

As variáveis utilizadas neste estudo estão sumarizadas no Quadro 1.

Como se tratou de séries de preços agrícolas, procedeu-se ao exame de sazonalidade por meio do método de regressão simples, com a inserção de 11 variáveis *dummies*, correspondendo a uma *dummy* para cada mês. O passo seguinte foi testar a estacionariedade das séries usando para tal os métodos de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Dickey Fuller-Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS), versão eficiente do teste Dickey-Fuller Aumentado, que consiste na aplicação do teste ADF à série previamente filtrada de seus componentes determinísticos. Posteriormente, testou-se a cointegração das séries usando o modelo de Johansen & Juselius (1990), o qual se baseia em dois testes, a estatística do traço ($\lambda_{traço}$) e a estatística da máxima (λ_{max}), que apresentam a forma reduzida, como segue na Equações 1 e 2, respectivamente:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=1+r}^k ([\log(1 - \lambda_{r+1})]) \quad (1)$$

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (2)$$

De posse dos resultados do teste de cointegração, deve ser construído um Vetor Autorregressivo (VAR), caso não existam vetores cointegrantes, ou Vetores de Correção de Erros (VEC), se existirem vetores cointegrantes. O modelo VAR pode ser apresentado na forma reduzida conforme Equação 3. A equação com a inclusão do vetor de correção é representada pela Equação 4.

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + b_1 \Delta X_t \pi \beta_{t-1} + e_t \quad (4)$$

A inclusão de um vetor de correção de erros no Vetor Autorregressivo captura a informação de longo prazo contida na tendência estocástica de cada série. Além disso, a estimação das elasticidades permitirá inferir por meio da significância dos coeficientes de longo prazo, se existe transmissão entre as variáveis testadas, dado que se utilizaram as séries em logaritmo natural. Assim, a presença de coeficientes significativos indicará a existência de transmissão de preços, enquanto o valor do coeficiente indicará a elasticidade, ou seja, se uma variação de 1% numa variável explicativa é transmitida mais ou menos que proporcionalmente para o preço da variável explicada.

A última etapa consiste na realização do teste de causalidade de Granger² e da função impulso-resposta. Como as séries dos modelos são cointegradas, utilizou-se o teste de causalidade proposto por Engle e Granger, que modifica o padrão de causalidade na medida em que incorpora um possível efeito de longo prazo na análise. O método baseado no mecanismo de correção de erros examina se valores defasados de uma variável x podem ajudar a explicar

mudanças nos valores correntes de outra variável y , mesmo se mudanças passadas em y não sejam relevantes (Carneiro, 2012). Dessa forma, a presença significativa de causalidade de Granger entre as variáveis permitirá identificar relações de precedência de variação de uma variável em relação à outra. A função impulso-resposta permite estimar como uma variável responde a choques não esperados na própria e nas demais variáveis.

O número de defasagens dos modelos foi determinado com base no critério de informação de Akaike (AIC), no critério de Schwarz (SC) e no critério de informação de Hannam-Quinn (HQ). Nos modelos estimados, priorizou-se a inexistência de autocorrelação dos resíduos, a qual foi verificada até a 12ª defasagem, com auxílio do teste de Ljung-Box. Considerando que o objetivo do trabalho é conhecer o comportamento das séries de preços agrícolas, não serão apresentados os resultados para a taxa de câmbio e petróleo.

4 Resultados e discussão

Os testes de adequabilidade dos modelos

Como as séries não são sazonais, partiu-se diretamente para a verificação de existência de raiz unitária. Em uma série não estacionária, a média e a variância apresentam dependência temporal, o que acarreta erros de estimação. Conforme análise realizada com auxílio dos testes Aumentado de Dickey Fuller (ADF) e Dickey Fuller-Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) e apresentada na Tabela 2, as séries em nível são não estacionárias. Quando tomadas em primeira diferença, porém, tornam-se estacionárias, ou seja, a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada ao nível de 1% de significância.

As Tabelas 3 e 4 apresentam o resultado dos testes de cointegração de Johansen. O valor crítico menor que a esta-

Tabela 2 Resultados dos testes ADF e DF-GLS em nível para as séries mensais das séries logaritimizadas, janeiro de 2000 a junho de 2012

Variáveis	ADF ^a			DF-GLS ^b		
	Nível	1ª diferença	t crítico ^c	Nível	1ª diferença	t crítico
Petróleo	-1,93	-12,30	-3,47	-0,09	-11,35	-2,58
Câmbio	-1,84	-7,84	-3,47	-1,43	-7,45	-2,58
Soja	-1,71	-7,45	-3,47	-0,32	-7,06	-2,58
Cana	-2,56	-12,49	-3,47	-0,33	-12,48	-2,58
Milho	-2,41	-7,52	-3,47	-2,26	-6,22	-2,58
Etanol	-3,01	-1,01	-3,47	-0,87	-9,48	-2,58
Corn	-1,47	-8,12	-3,47	-0,05	-8,04	-2,58
Ethanol	-3,27	-10,06	-3,47	-0,92	-9,99	-2,58

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a: Teste Dickey-Fuller Aumentado; b: Dickey Fuller-Mínimos Quadrados Generalizados; c: Valores críticos com 1% de significância;

Tabela 3 Teste do traço para cointegração das séries, janeiro de 2000 a junho de 2012

Hipótese nula ^a	Autovalor	Estatística traço	Valor crítico a 5%	Prob. **
$r = 0^*$	0,312	118,844	107,347	0,007
$r \leq 1$	0,157	63,510	79,341	0,422
$r \leq 2$	0,097	38,183	55,246	0,611
$r \leq 3$	0,079	23,137	35,011	0,500
$r \leq 4$	0,041	10,906	18,398	0,397
$r \leq 5$	0,031	4,685	3,841	0,030

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a: Considerou o modelo: Intercepto e tendência na equação de cointegração e intercepto no VAR (modelo 4 do Eviews); * Denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; ** Valores confrontados com o teste de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

tística calculada para o teste do traço (Tabela 3) aponta para a rejeição da hipótese nula de zero vetor cointegrante. Já a hipótese de no máximo um vetor não pode ser rejeitada,

Tabela 4_ Teste do Máximo Autovalor para cointegração das séries, janeiro de 2000 a junho de 2012

Hipótese nula ^a	Autovalor	Estatística traço	Valor crítico a 5%	Prob. **
$r = 0^*$	0,312	55,334	43,420	0,002
$r = 1$	0,157	25,327	37,164	0,566
$r = 2$	0,097	15,046	30,815	0,899
$r = 3$	0,079	12,231	24,252	0,745
$r = 4$	0,041	6,221	17,148	0,795
$r = 5$	0,031	4,685	3,841	0,030

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a: Considerou o modelo Intercepto e tendência na equação de cointegração e intercepto no VAR (modelo 4 do Eviews); * Denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; ** Valores confrontados com o teste de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

indicando que existe um vetor de cointegração entre as variáveis do modelo.

De acordo com o resultado do teste do máximo autovalor (Tabela 4), a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r=0$) é rejeitado ao nível de significância de 5%. Desse modo, é possível concluir que há um vetor de cointegração que estabelece as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Portanto, de acordo com os dois testes, existe um vetor de cointegração que estabelece relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas. Valendo-se dessa constatação, foi estimado o vetor de correção de erro – VEC (1) e normalizado para as variáveis agrícolas de interesse do modelo (Tabela 5).

É importante destacar que a ordenação das variáveis foi realizada valendo-se do teste de exogeneidade de Wald Block Exogeneity, conforme Enders (1995), com base no valor da estatística Qui-Quadrado. As variáveis com menor valor da estatística (mais exógenas) são colocadas antes das vari-

áveis mais endógenas, de acordo com a ordem que aparece para cada variável, na Tabela 5. O teste de Ljung-Box não identificou a presença de autocorrelação dos resíduos até a 12^a defasagem.

Resultados empíricos

As estimativas dos coeficientes de longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (Tabela 5) mostram que variações nos preços do etanol são transferidas menos que proporcionalmente para a cana-de-açúcar. O que pode justificar tal inelasticidade é que a cana é matéria-prima direta para a produção de dois produtos igualmente importantes, o etanol e o açúcar; assim a formação de seu preço deve ser resultado do comportamento dos preços desses dois produtos. Além disso, 82,37% da moagem é realizada em unidades mistas (produzem tanto açúcar quanto etanol), indicando alta flexibilidade entre a produção de etanol e a de açúcar, conforme as condições do mercado (Conab, 2012).

A mesma justificativa é válida para o coeficiente significativo e elástico da cana na equação de cointegração do etanol. Uma vez que a produção de cana é dividida entre a produção de etanol e a de açúcar, variações no preço da matéria-prima são transmitidas um pouco mais que proporcionalmente ao preço do produto. Esses resultados também podem ser interpretados como uma forma de poder de mercado, uma vez que variações no preço do etanol são transmitidas menos que proporcionalmente para o preço da cana (matéria-prima), ao passo que variações no preço da cana são transmitidas mais que proporcionalmente para o preço do etanol (produto), o que é amplamente aceitável para uma cadeia onde existem muitos vendedores e poucos compradores.

O petróleo e a taxa de câmbio apresentaram coeficientes significativos em todas as equações de cointegração. Esses resultados mostram a importância do petróleo como *com-*

Tabela 5_Vetor de cointegração normalizado para cada variável do modelo

Variável explicada	Variáveis explicativas						
Cana	C	Soja	Milho	Câmbio	Etanol	Petróleo	Tend
1,000	-4,702	0,313*	-0,082	-0,477***	-0,793***	0,177*	-0,006
		(1,864)	(-0,625)	(-2,955)	(-6,846)	(1,646)	(-3,249)
Etanol	C	Milho	Câmbio	Petróleo	Soja	Cana	Tend
1,000	5,931	0,103	0,601***	-0,223*	-0,395*	-1,261***	0,007
		(0,636)	(2,700)	(-1,648)	(-1,794)	(-7,156)	(2,777)
Milho	C	Petróleo	Etanol	Cana	Soja	Câmbio	Tend
1,000	5,761	-2,171*	9,714***	-12,253***	-3,839***	5,840***	0,070
		(-1,865)	(6,443)	(-6,617)	(-2,236)	(2,897)	(2,911)
Soja	C	Petróleo	Cana	Milho	Câmbio	Etanol	Tend
1,000	-15,005	0,565*	3,191***	-0,260	-1,521***	-2,530***	-0,018
		(1,700)	(7,075)	(-0,801)	(-4,246)	(-6,514)	(-4,469)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: ***Valores significativos a 1%; **Valores significativos a 5%; *Valores significativos a 10%. O valor entre parênteses refere-se ao valor t.

modity referência de preço, fato que já é bem conhecido na literatura (Saghaian, 2010; Du *et al.*, 2009; Chand, 2008; Harri; Darren, 2009; Mitchell, 2008; Taheripour & Tynner, 2008; Von Braun *et al.*, 2008; Baffes, 2007). Já a significância da taxa de câmbio demonstra que, em razão da grande inserção do Brasil no comércio mundial de produtos agrícolas, essa variável é relevante na determinação dos preços internos, até mesmo dos produtos que não são diretamente exportados, como a cana.

O preço da soja é significativo para o preço do milho; isso se justifica pela relação de substituição entre esses produtos na fase de produção. Como já se sabe, a persistente apreciação da soja no mercado internacional estimula a expansão da área cultivada com soja em detrimento do milho, acarretando oferta menor desse produto e contribuindo para o aumento dos seus preços. A relação inversa não se observa.

Outro resultado interessante é a significância estatística do etanol e da cana nas equações de cointegração da soja e do milho. E, de maneira recíproca, da soja nas equações da cana e do etanol. A expectativa sobre tal resultado é que a relação significativa encontrada mostre que variações de preços no mercado americano de milho e/ou do etanol se propagam para o mercado brasileiro de etanol e/ou de cana-de-açúcar. Isso, portanto, reforça a hipótese de mercados cada vez mais integrados entre *commodities*, conforme já salientado por Santos *et al.* (2007); Coronel *et al.* (2010); Block *et al.* (2012). Essa hipótese será testada mais adiante neste trabalho (Tabela 8). Corrobora com esse argumento o fato de a intensidade de transmissão do etanol e da cana ser mais forte para o milho do que para a soja.

Além das relações de equilíbrio de longo prazo, podem ocorrer desequilíbrios de curto prazo, segundo os coefi-

cientes do VEC, apresentados na Tabela 6. Em relação aos parâmetros de curto prazo, a cana foi o único produto do qual o próprio valor defasado não colabora para a correção dos desequilíbrios. Tal fato reforça a relevância dos seus derivados para a formação do preço, uma vez que o etanol com aproximadamente 15% dos desequilíbrios transitórios no preço da cana a cada período. Outro elemento que ajuda significativamente no retorno do mercado da cana para a situação de equilíbrio é o mercado de petróleo. Isso demonstra, portanto, que o equilíbrio do mercado da cana é dependente dos mercados dos produtos energéticos (etanol e petróleo). Em relação ao etanol, o equilíbrio de curto prazo depende unicamente da movimentação dos próprios preços defasados.

Tabela 6_Coeficientes do VEC

Variáveis explicativas	Variáveis explicadas			
	D(Cana)	D(Etanol)	D(Milho)	D(Soja)
D(Cana(-1))	0,043 (0,467)	-0,148 (-1,590)	-0,038 (-0,642)	-0,037 (-0,776)
D(Soja(-1))	-0,076 (-0,432)	-0,053 (-0,292)	0,081 (0,705)	0,282* (3,033)
D(Milho(-1))	0,060 (0,454)	-0,021 (-0,153)	0,345* (4,036)	0,086 (1,235)
D(Câmbio(-1))	0,139 (0,665)	-0,049 (-0,230)	0,279** (2,057)	0,193*** (1,751)
D(Etanol(-1))	-0,149*** (-2,050)	0,224* (3,020)	-0,008 (-0,179)	-0,102* (-2,653)
D(Petróleo(-1))	0,213*** (2,487)	0,024 (0,274)	-0,005 (-0,094)	-0,004 (-0,084)
C	0,007 (0,886)	0,007 (0,797)	0,001 (0,227)	0,006 (1,443)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Valores significativos a 1%; **Valores significativos a 5%; *Valores significativos a 10%. O valor entre parênteses refere-se ao valor t.

Por sua vez, os desequilíbrios de curto prazo do milho e da soja são corrigidos pelos próprios preços defasados e uma contribuição do petróleo, e, no caso da soja, também pelo etanol. Obviamente, como discutido, para o longo prazo, a contribuição do etanol no caso brasileiro não se dá por razões espúrias, e sim por resultado da integração dos mercados brasileiro e norte-americano de milho e etanol. Nesse ponto, é possível verificar o entrelaçamento entre os mercados de alimentos e bioenergia em âmbito mundial. Tal fato já havia sido constatado por outros autores, como Margari *et al.*, (2011) e Christofolletti *et al.* (2012). Com demanda crescente em nível mundial e escassez de área agrícola para a produção de alimentos e energia, há uma pressão generalizada nos preços dos alimentos, o que gera vasos comunicantes que interligam os mercados de alimentos e energia. Os coeficientes indicam uma correção em direção ao equilíbrio entre 15% e 30% a cada mês.

As relações de causalidade de curto prazo verificadas por meio do teste de causalidade de Granger (Tabela 7) foram pouco significativas. Apenas o petróleo e o etanol causam no sentido de Granger a cana. Não se verificou a presença de causalidade bidirecional. Esperava-se que variações no preço de petróleo precedessem variações significativas nos preços dos demais produtos, já que o petróleo entra como insumo na produção agrícola. A não significância pode estar refletindo as características intrínsecas da agricultura, segundo Nerlove (1958), a produção agrícolas e, consequentemente, os preços apresentam certa impossibilidade de se ajustarem a variações nos preços dos próprios produtos, produtos concorrentes e insumos utilizados na produção agrícola no curto prazo, graças às características sazonais.

Antes de prosseguir com as análises e apresentar a função impulso-resposta entre as séries, foram analisadas as relações entre os preços nacionais de milho, etanol e soja e os preços americanos de milho e etanol. As cinco séries são

Tabela 7_ Teste de causalidade baseado no VEC

Var. dependente	Curto independentea (variável explicativa)				
	D(Corn)	D(Ethanol)	D(Etanol)	D(Milho)	D(Soja)
D(Corn)	---	0,2910	0,7828	0,8971	0,1788
D(Ethanol)	0,0195**	---	0,2497	0,3476	0,3166
D(Etanol)	0,0507*	0,0008***	---	0,0667*	0,2219
D(Milho)	0,0626*	0,2479	0,7870	---	0,1566
D(Soja)	0,0617*	0,1917	0,0582*	0,1609	---

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: corresponde ao p-valor de teste de Wald Block Exogeneity; b: coeficiente do termo de correção de erro; *** Valores significativos a 1%; ** Valores significativos a 5%; * Valores significativos a 10%.

integradas de ordem 1 - I(1). O número de defasagem escolhido para o VAR, que contém as cinco séries (milho brasileiro, milho americano, soja brasileira, etanol brasileiro e etanol americano) foi de apenas um *lag*. O teste de Johansen aponta para a existência de um vetor de cointegração (existência de intercepto na equação de cointegração e no VAR).

O milho americano Granger causa o milho brasileiro. O etanol brasileiro é causado no sentido de Granger pelo milho brasileiro e pelo etanol e milho americano. Os resultados considerando apenas os preços do milho e do etanol poderiam ser representados como uma pirâmide, onde o milho americano estaria na parte superior (como a variável mais exógena), e o etanol brasileiro, na base (como a variável mais endógena). Quanto à soja, observa-se que essa recebe extravasamentos do etanol brasileiro e do milho americano, reforçando a hipótese de integração tanto entre mercado quanto entre *commodities*. O milho americano (CORN) não é causado no sentido de Granger por nenhuma das demais variáveis. Já o etanol americano (ETHANOL) é causado apenas pelo milho americano, não recebendo influência dos

preços brasileiros. É evidente que variações nos preços americanos precedem variações nos preços brasileiros.

A existência de um vetor de cointegração e de causalidade no sentido de Granger dos preços americanos em relação aos preços brasileiros são indicações de que os preços daquele país servem como referência para o mercado interno, o que confirma a hipótese (2) de que os preços domésticos recebem influência dos preços internacionais, especialmente os americanos.

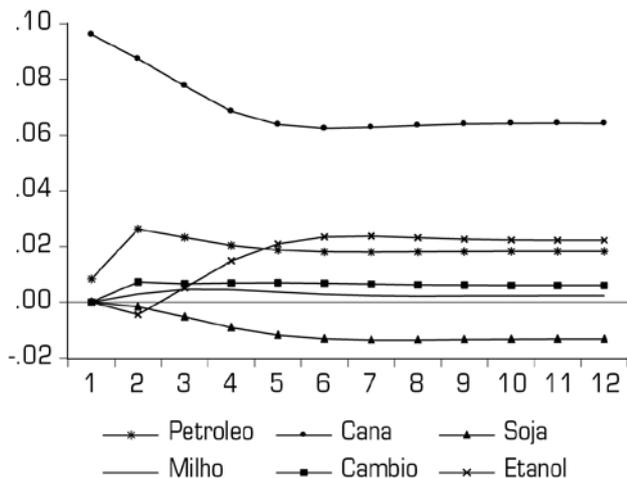
O Gráfico 3 apresenta a função impulso-resposta das variáveis do modelo e deve ser interpretada da seguinte maneira, tomando o primeiro gráfico como exemplo, 'resposta da cana a um choque não antecipado nas demais séries e no próprio preço. Observa-se que os choques promovem, na maioria, reações positivas, o que é esperado por causa das relações insumos/produtos ou de substitutibilidade entre as variáveis. As reações das variáveis após um choque no (seu) próprio preço são persistentes, exceto a do etanol. A intensidade de reação aos choques pode ser considerada moderada, pois não ultrapassa 10% em todos os casos.

Valendo-se dos resultados obtidos, é possível concluir que há dependência tanto do etanol quanto das *commodities* agrícolas no mercado brasileiro em relação ao preço internacional do petróleo. Também foi possível confirmar a hipótese de entrelaçamento das *commodities* agrícolas ao preço do etanol. Já entre os preços das *commodities* agrícolas não há regra, sendo que a sujeição de preços ocorre ou não de acordo com cada produto. Por fim, foi possível verificar vinculação no curto prazo dos preços brasileiros de milho, soja e etanol e os preços americanos de milho e etanol, através dos valores significativos do teste de causalidade de Granger. A relação inversa não se verifica.

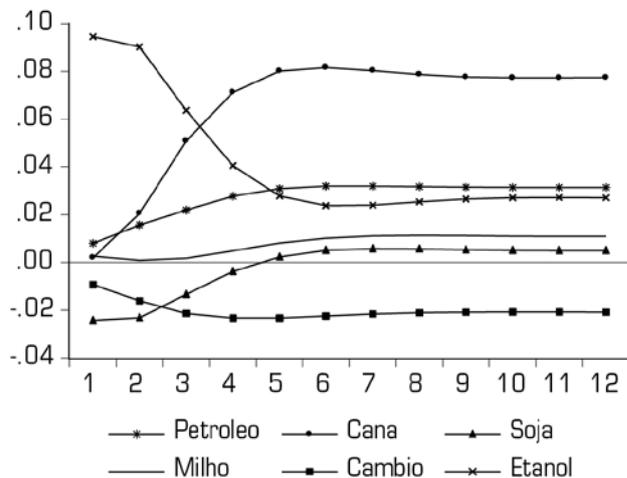
Com base nos resultados obtido nos testes, principalmente no VEC (1), é possível aceitar a hipótese 1 de que variações nos preços das *commodities* energéticas são repassa-

Gráfico 3_Função impulso-resposta das variáveis no modelo diante de choques não esperados na própria e nas demais variáveis

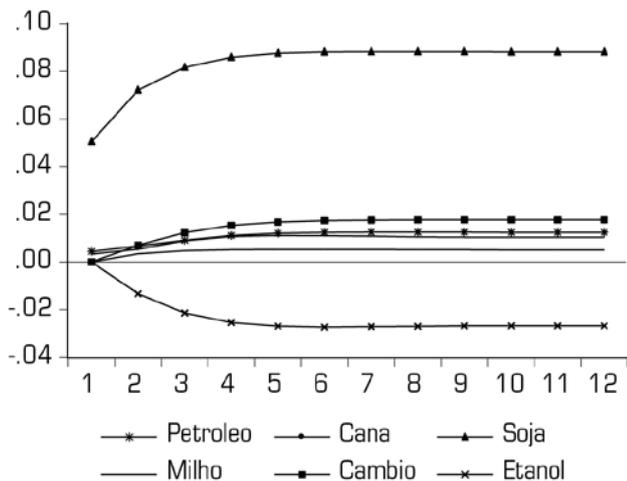
Response of **Cana** to Cholesky _ One S.D. Innovations



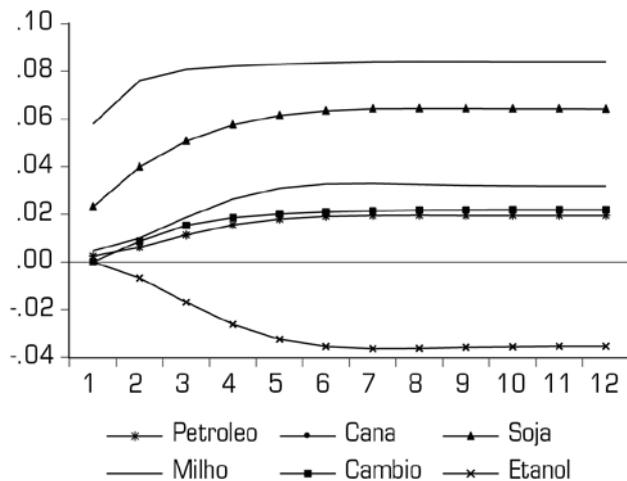
Response of **Etanol** to Cholesky _ One S.D. Innovations



Response of **Soja** to Cholesky _ One S.D. Innovations



Response of **Milho** to Cholesky _ One S.D. Innovations



Fonte: Elaborado pelos autores.

das para as *commodities* agrícolas. Já em relação à hipótese de integração entre as *commodities* agrícolas no mercado interno, essa foi parcialmente aceita. A existência de vetores cointegrantes e os resultados do teste de causalidade de Granger permitem aceitar a segunda parte da hipótese 2, de influência do mercado externo (especialmente o americano) sobre o mercado doméstico.

5 Conclusões

O objetivo deste trabalho foi estudar empiricamente o relacionamento entre as *commodities* energéticas (petróleo e etanol) e as *commodities* agrícolas milho e soja. Os resultados obtidos evidenciam que o preço do petróleo é uma variável importante na determinação do preço tanto do etanol como das demais *commodities* agrícolas. Tanto o petróleo quanto o etanol apresentaram coeficientes significativos para as *commodities* agrícolas. O que confirma a hipótese de dependência das *commodities* agrícolas em relação às fontes de energia (petróleo e etanol). Portanto, a condição de entrelaçamento entre os preços de *commodities* energéticas e agrícolas constatado em vários trabalhos internacionais também é válida para as condições brasileiras.

Essa dependência entre esses dois grupos de *commodities* é parcialmente via de mão dupla, dado que variações nos preços da cana e da soja são refletidas no preço do etanol. Também é possível confirmar a existência de interdependência entre os preços das *commodities* agrícolas (hipótese 2 deste estudo). O aumento do preço da soja no mercado interno, puxado pelas cotações internacionais, implica menor oferta de milho e, conseqüentemente, elevações dos preços desse produto no mercado interno.

Como já era esperado, a taxa de câmbio tem forte relevância para os preços agrícolas no mercado brasileiro.

Também se confirmou a hipótese de “importação” de condições externas em razão da ampla inserção brasileira no mercado internacional, confirmada pela presença de vetores cointegrantes entre os preços brasileiros de milho, soja e etanol e os preços americanos de milho e etanol e pela existência de causalidade de Granger.

Por fim, a função impulso-resposta demonstrou que a resposta das variáveis aos choques não antecipados é predominantemente positiva, porém de impacto moderado, não ultrapassando variações de 10% no comportamento dos preços.

Notas

¹ Bolsa de Valores de Chicago.

² Na existência de vetores cointegrantes, o teste de causalidade de Granger deve ser baseado no modelo VEC estimado.

Referências bibliográficas

- AGROSTAT (Banco de dados). 2012. Disponível em: <https://login.agricultura.gov.br/sso/pages/login.jsp>. Acessado em jan.2012
- BAFFES, J. Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, p. 126-34, 2007.
- BELLINGHINI, D. F.; BELLINGHINI, P. V. M. D.; SOUZA, W.A. DA R. DE. Análise de volatilidade spillover entre commodities agrícolas e o mercado de energia: um estudo do mercado de etanol brasileiro. In conferência em gestão de risco e comercialização de commodities. *Anais...* São Paulo. 2011.
- BLOCK, A. S.; CORONEL, D. A.; VELOSO, G. Análise da transmissão de preços no setor sucroalcooleiro brasileiro. *Revista Eletrônica de Estratégia & Negócios*, v. 5, p. 120-137, 2012.
- BRANDÃO, A. S. P. *Commodities agrícolas e preço do petróleo: uma análise exploratória*. In: CONGRESSO da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural 48., 2012, Belo Horizonte. *Anais...* Belo Horizonte, SOBER, 2012.
- CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. *Nova Economia*, v. 22, n. 1, p. 141-164, 2012.
- CARNEIRO, F.G. A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia Brasília:Universidade de Brasília (Departamento de Economia), 2012. Disponível em: www.researchgate.net/.../00463534836829539d000000.pdf. Acessado em: jan. 2012
- CEPEA. *PIB agronegócio*. 2013. Disponível em: <http://cepea.esalq.usp.br/pib/>. Acesso em: mar. 2013.
- CHAND, R. The global food crisis: causes, severity and outlook. *Review Agriculture*, p. 115-122, jun. 2008.
- CHRISTOFOLETTI, M. A. M.; SILVA, R. M. da. Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 2012, São Paulo. *Anais...* São Paulo, 2012.
- CONAB. Perfil do setor do açúcar e do álcool no Brasil – Edição para a safra 2009/2010. 2012. Disponível em: http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/Desenvolvimento_Sustentavel/Agroenergia/estatisticas/producao/JUNHO_2012/Publicacoes/Perfil%20Sucroalcooleiro%20-%20safra%202009-10.pdf. Acesso em: fev. 2013.
- CORONEL, D. A.; AMORIM, A. L.; de SOUSA, L. P.; de LIMA, J. E. Integração e transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. *Pesquisa & Debate*, v. 21, n. 2, p. 279-305, 2010.
- CUNHA, D. A. da. *A integração de preços no mercado internacional de café*. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa 2008.
- DU, X.; YU, C.; HAYES, D. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: a bayesian analysis. *Working Paper 09-WP 491*. Center for Agricultural and Rural Development, 2009. Disponível em: <http://www.card.iastate.edu>. Acesso em: 30 abr. 2011.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 2. ed. New York: John Wiley, 1995. 433 p.
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. Chapter 17 in *Handbook of Agricultural Economics* (RAUSSER, G. C.) 2001, vol. 1, Part 2, pp 971-1024
- FAO. *Commodity market review (2009-2010)*. Roma, 2010.
- FAO. *Global food policy report (2011)*. Washington, 2012. Disponível em: <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/gfpr2012.pdf>. Acesso em: mar. 2013.
- FAO. *Price volatility in food and agricultural markets: Policy Responses*. 2011. Disponível em: <http://www.oecd.org/tad/agricultural-trade/48152638.pdf>. Acessado em Jan. 2012
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The extent, pattern and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.
- HARRI, A., DARREN, H. Mean and variance dynamics between agricultural commodity prices and crude oil prices. In: *Economics of alternative energy sources and Globalization: the road ahead meeting*. Orlando, FL, 2009.
- IRWIN, S. H.; GOOD, D. L. Market instability in a new era of corn, soybean, and wheat prices. *Choices*, Nova York, v. 24, n. 1, p. 6-11, 2009.

LIBERA, A. A. D. *Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços*. 2009. 156 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) – Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2009.

MAPA. *Brasil projeções do agronegócio brasileiro 2010/2011 a 2020/2021*.

Brasília, 2011. 58p. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/Ministerio/gestao/projecao/PROJECOES%20DO%20AGRONEGOCIO%202010-11%20a%202020-21%20-%200.pdf>. Acesso em: ago. 2012.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; TUROLLA, F. A. Análise da transmissão de preços e das volatilidades nos mercados internacionais de petróleo e soja. In: CONGRESSO SOBER. 48., 2011, Belo Horizonte. *Anais...* Belo Horizonte, SOBER, 2011. p. 1-20.

MARGARIDO, Mario A.; SOUSA, Eduardo L. L.; BARBOSA, Marisa Z.; FREITAS, Silene M. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. *Anais...* Brasília: SOBER, 1999.

MITCHELL, D. A note on rising food prices. *Policy Research Working Paper* Nº. 4682. The World Bank, Washington DC. 2008.

NERLOVE, Marc. *The dynamics of supply: estimation of farmers response to price*. Baltimore: Johns Hopkins, 1958.

OLIVEIRA, A. U. de. Os agrocombustíveis e a crise dos alimentos. *Jornal do Campus: Jornal da Universidade de São Paulo*, São Paulo, ano 26, n. 338, 2008.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 32, n. 4, p. 345- 61, out./dez. 1994.

ROSEGRANT, M. W. *Biofuels and grain prices: impacts and policy responses*. Washington. International Food Policy Research Institute, 2008.

SAGHAIAN, S. H. The impact of the oil sector on commodity prices: correlation or causation? *Jornal of Agricultural and Applied Economics*, v. 42, n. 3, p. 477-485, ago. 2010.

SANTOS, R. B. N. dos; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A.; SANTOS, F. T. A. dos. Relações de co-integração entre preço dos biocombustíveis e alimentos: comparativo entre o etanol americano e a produção de milho no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 50., 2010, Campo Grande. *Anais...* Brasília: SOBER, 2010.

SANTOS, V. F. dos; PEREIRA, M. W. G.; VIEIRA, W. da C. Transmissão de preços do milho entre os mercados externos e Internos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. *Anais...* Brasília: SOBER, 2007.

SERRA, T.; ZILBERMAN, D.; GIL, J. Price volatility in ethanol markets. In: ANNUAL MEETING, AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION. Milwaukee, Wisconsin, July 26-28, 2009.

SILVA, W. V. da; SANTO, E. L.; SILVA, L. S. C. V. da. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. *Caderno de Pesquisas em Administração*, v. 10, n. 3, p. 69-78, 2003.

TAHERIPOUR, F.; TYNER, W. E. Ethanol policy analysis – What have we learned so far? Choices, Nova York, p. 6-11, 2008.

TYBUSCH, T. M. As estratégias de comercialização no mercado de soja: o caso da Cotrijuí-RS. 2003. 108 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) – Programa de Pós-Graduação em Agronegócios, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

TYNER, W.E. The integration of energy and agricultural markets. *Agricultural Economics* 41, 193. 2009.

VON BRAUN, J.; AHMAD, A.; OKYERE, K. A.; FAN, S.; GULATI, A.; HODDINOTT, J.; *et al*. *High food prices: The what, who, and how of proposed policy actions*. Washington. International Food Policy Research Institute, 2008.

ZHANG, Z.; LOHR, L.; ESCALANTE, C.; WETZSTEIN, M. Ethanol, corn, and soybean price relations in a volatile vehicle-fuels market. *Energies*, v. 2, p. 320-339, 2009.

E-mail de contato dos autores:

dienicebini@gmail.com
caneverm@gmail.com
aadenardin@gmail.com

Artigo recebido em abril de 2013 e aprovado em março de 2014.

