

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS

Programas de Pós-Graduação em Organizações e Mercados



Dissertação

RELAÇÕES ENTRE PREÇOS DE FONTES DE ENERGIA, FERTILIZANTES
BÁSICOS E *COMMODITIES* AGRÍCOLAS NO BRASIL

Dienice Ana Bini

Pelotas, 2013

DIENICE ANA BINI

RELAÇÕES ENTRE PREÇOS DE FONTES DE ENERGIA, FERTILIZANTES
BÁSICOS E *COMMODITIES* AGRÍCOLAS NO BRASIL

Dissertação apresentada ao programa de
Pós-Graduação em Organizações e
Mercados da Universidade Federal de
Pelotas como requisito parcial à obtenção
do título de Mestre em Economia Aplicada

Orientador: Mario Duarte Canever

Pelotas, 2013

Banca Examinadora:

Mario Duarte Canever

Paulo Dabdab Waquil

Regis Augusto Ely

Dedico esta dissertação aos meus pais Francisco e Ana e meus irmãos Márcia e Rafael que tanto me apoiaram durante essa caminhada, suporte essencial para a minha formação.

AGRADECIMENTOS

Devo minha profunda gratidão à minha família. Nesse caso, aos meus pais Ana e Francisco, que me deram a vida, e aos meus queridos irmãos Márcia e Rafael, pelo apoio e carinho recebido durante todo o curso. Dedico meus agradecimentos a todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Organização e Mercados (PPGOM / UFPEL), e em especial gostaria de dedicar meu agradecimento ao professor Mario Duarte Canever, que competentemente conduziu a orientação deste trabalho e me ofereceu suporte de conhecimento para que esta pesquisa fosse possível de ser realizada. Aos professores Anderson Denardim, Regis Augusto Ely e Paulo Jacinto pela especial ajuda e colaboração.

Não poderia deixar de agradecer a todos os meus colegas, em especial a Elis, Isis, Marcio, Sando e Thais pelos momentos em que pudemos compartilhar muitas horas de estudo e trocas ideias, tanto sobre conteúdos relacionados ao mestrado, como também pela amizade que construímos.

Aos meus amigos, que sempre acreditaram, torceram por mim e souberam compreender meus momentos de ausência. Devo profunda gratidão ao meu ex orientador e grande amigo João Carlos Medeiros Madail por proporcionar meu primeiro contato com a Economia e pelo encorajamento necessário para cursar o atual programa.

Sumário

INTRODUÇÃO GERAL.....	13
COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE AO LONGO DAS CADEIAS AGRÍCOLAS DO BRASIL: DO PETRÓLEO AO FRANGO.....	15
Resumo	15
Abstract	15
INTRODUÇÃO	16
RVISÃO DE LITERATURA	16
O petróleo.....	16
Os fertilizantes químicos.....	17
A produção de grãos.....	19
Avicultura de corte.....	20
METODOLOGIA	21
RESULTADOS E DISCUSSÃO	23
Resultados dos modelos por elos.....	24
Modelo completo.....	28
CONCLUSÕES	34
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	34
COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE OS PREÇOS DE COMODITIES E ENERGIA.....	39
Resumo	39
Abstract	39
INTRODUÇÃO	40
REVISÃO DA LITERATURA	42
A alta no preço dos alimentos.....	42
A integração espacial dos mercados agrícolas.....	45
A cointegração entre commodities agrícolas.....	47
METODOLOGIA	49
RESULTADOS E DISCUSSÃO	51
Os Testes de Adequabilidade dos Modelos.....	51
Resultados Empíricos.....	54
CONCLUSÕES	61
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	62
CONCLUSÕES GERAIS	65
REFERÊNCIAS	66

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO GERAL

A expressiva dimensão territorial e o clima permitem ao Brasil o cultivo de uma ampla gama de espécies vegetais, refletindo num enorme potencial agrícola que torna o país um dos maiores produtores e fornecedores globais de grãos, cana-de-açúcar, carne e produtos florestais. O país apresenta uma das estruturas de custos mais competitivas do mundo no agronegócio (Costa e Silva, 2012). O agronegócio é reconhecido como uma importante fonte geradora de riquezas, responsável por, aproximadamente, 30% do Produto Interno Bruto (PIB), por 35% da mão de obra empregada e 40% das exportações nacionais (Correia e Ramos, 2010).

As exportações do agronegócio representam correspondem a um *market share* ao redor de 8% do comércio agrícola mundial, o que coloca o Brasil como terceiro maior mercado exportador de produtos agrícolas (MAPA, 2012). O complexo soja, o sucroalcooleiro, as carnes, o café e os cereais, farinhas e preparações são os grupos com maior destaque. Juntos respondem por mais de 80% das exportações agrícolas brasileiras. Referente às importações o agronegócio responde por aproximadamente 7% do valor total, sendo grande parte destinada à importação de fertilizantes químicos.

A ampliação da participação dos produtos agrícolas nas exportações brasileiras resulta, em grande parte, da expansão nos preços internacionais das *commodities* agrícolas. Enquanto a quantidade embarcada aumentou, em média, 6,5% ao ano entre 2001 e 2011, os preços tiveram crescimento médio anual de 10,1% no mesmo período (MAPA, 2012).

Um gama de fatores justifica o aumento dos preços internacionais das *commodities* agrícolas, dentre eles o aumento do custo de produção e o aumento da demanda por biocombustíveis. O aumento do custo de produção advém principalmente do petróleo, que é repassado para os fertilizantes químicos e demais insumos que utilizam derivados de petróleo ao longo da cadeia produtiva. O aumento da demanda por biocombustíveis desloca a demanda por matérias primas como o milho e a cana de açúcar, em função de estas culturas serem fontes de biocombustíveis. Isto leva a redução da oferta de outros produtos agrícolas (no caso

milho para rações, soja, entre outros) dado o desvio das áreas agrícolas para a produção de agroenergéticos.

Portanto, diante da importância do agronegócio para a economia brasileira, somado ao cenário atual de elevação dos preços agrícolas essa dissertação objetiva colaborar para a compreensão das relações entre:

- Os insumos agrícolas e as commodities agrícolas;
- Os setores de energia e as commodities agrícolas.

Com o objetivo de contribuir com a literatura de economia agrícola foram desenvolvidos dois estudos empíricos, tratando do relacionamento dos preços agrícolas com produtos substitutos e/ou insumos. O primeiro abordou as relações entre o elo dos insumos (petróleo e fertilizantes básicos – produtos intermediários para a produção das formulações comerciais), o elo dos grãos (representado pelo milho e a soja) e o elo das carnes (representado pela carne de frango). O segundo artigo estudou as relações entre os setores de energia (petróleo e etanol) e as commodities agrícolas (cana, milho e soja). Para tal foi utilizado o ferramental de séries de tempo, com a estimação do modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), teste de causalidade de Granger e função impulso resposta.

Os artigos seguem as normas da Universidade Federal de Pelotas sendo formatados de acordo com as normas das revistas que foram submetidos.

CAPÍTULO 2

COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE AO LONGO DAS CADEIAS AGRÍCOLAS DO BRASIL: DO PETRÓLEO AO FRANGO¹

Resumo

O objetivo desse trabalho foi avaliar as relações de curto e longo prazo entre insumos que se relacionam nas cadeias produtivas agrícolas. Foi estimado um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC(2)) utilizando as séries mensais de petróleo, sulfato de amônio, superfosfato simples, cloreto de potássio, milho, soja e frango resfriado. O petróleo apresentou coeficientes significativos nas equações de cointegração das demais variáveis. Os fertilizantes básicos também apresentaram coeficientes significativos para o milho, a soja e o frango. O milho e soja apresentaram coeficientes significativos tanto para os fertilizantes básicos quanto para o frango. Os coeficiente de ajuste dos desequilíbrios de curto prazo demonstram que o retorno para a situação de equilíbrio é lenta. A função impulso resposta revelou que o preço da maioria das variáveis responde de maneira positiva aos choques não antecipado nas demais variáveis. No entanto, essas respostas são moderadas ficando em torno de 3%.

Palavras chaves: causalidade, petróleo, fertilizantes básicos, soja, milho, frango.

Abstract

The aim of this study was to evaluate the relationship between short and long term that relate inputs in agricultural production chains. A model was estimated Vector Error Correction (VEC (2)) using the monthly series of oil, ammonium sulphate, superphosphate, potassium chloride, corn, soy and chicken cold. The oil showed significant coefficients in the cointegrating equations of the other variables. The basic fertilizers also showed significant coefficients for corn, soybeans and chicken. The corn and soybeans had significant coefficients for both basic fertilizers as for the chicken. The adjustment coefficient short term imbalances demonstrate that the return to equilibrium is slow. The impulse response function revealed that the price of most variables responds positively to unanticipated shocks in other variables. However, these responses are moderated getting around 3%.

Keywords: causality, oil, basic fertilizers, soy, corn, chicken.

¹ Submetido para a Revista e Economia e Sociologia Rural.

INTRODUÇÃO

O crescente aumento da demanda por produtos agrícolas, em consequência do aumento da população e da renda *per capita*, somado à demanda por matérias primas para os agrocombustíveis tem acarretado na elevação dos preços das *commodities* agrícolas. Isso é visualizado pelo índice de preços dos alimentos calculado pela FAO (2013), cujo valor aumentou 100% de 1990 a 2012. O incremento nos preços ocorre em todos os segmentos das cadeias produtivas, desde os insumos, até os produtos finais.

Há também consenso na literatura que os preços dos produtos agrícolas aumentam puxados pela alta dos insumos (LABORDE E MSANGI, 2012). Alguns autores vinculam o aumento do preço dos fertilizantes ao aumento do preço do petróleo que, por sua vez, são repassados para as *commodities* agrícolas como o milho e a soja ((FAO, 2012); VON BRAUN ET AL. (2008); MITCHELL (2008); SAGHAIAN (2010); TAHERIPOURAND & TYNER (2008); DU ET AL. (2009); HARRI E DARREN (2009)). Na sequência destas cadeias, estes preços acabam impactando os preços dos elos de produção de carne (frango, suíno), visto que parte considerável dos custos de produção destas atividades é resultante do custo de alimentação.

Em nível nacional alguns estudos objetivaram analisar as relações entre elos sucessivos de cadeias produtivas agrícolas, entre eles citamos Lima (1997) que estudou a interdependência entre os mercados de frango e bovino; Profeta e Lima (2012) estudaram a coordenação e o processo de transmissão de preços nos elos da cadeia produtiva do frango de corte. Brandão (2012) caracterizou a relação entre o petróleo e quatro *commodities* agrícolas. Maciel e Zavala (2012) analisaram o impacto econômico das variações do preço no milho e farelo de soja sobre o custo da ração para bovinos. Estes trabalhos apontam para a existência de relações entre *commodities*, insumos e produtos dentro de uma mesma cadeia produtiva. No entanto, em geral o escopo de suas análises é restrito a avaliações entre apenas duas etapas de uma cadeia produtiva.

Nesse sentido, este trabalho propõe uma avaliação mais abrangente, desde a causalidade entre o petróleo, fertilizantes básicos: sulfato de amônio, cloreto de potássio e superfosfato simples, milho, soja até a carne de frango. Portanto, como esta temática é ainda pouco explorada de forma abrangente utilizando-se dados brasileiros, o objetivo deste artigo é analisar sob uma perspectiva de curto e longo prazo a relação dos preços do petróleo, fertilizantes, produção de grãos (milho e soja) e produção de carne (frango).

Além dessa seção introdutória, o artigo contém uma breve revisão de literatura cujo objetivo é descrever as relações de dependência entre os diferentes elos desta cadeia. Na sequência apresenta-se brevemente a metodologia, para então na quarta seção, descreverem-se e discutirem-se os resultados. A última seção apresenta as principais conclusões.

REVISÃO DE LITERATURA

O petróleo

O petróleo é um recurso natural cuja extração e transformação até o uso final envolve custos elevados e uma complexidade de estudos. Contudo o rol de produtos produzidos a partir de derivados de petróleo é ampla e está presente constantemente no cotidiano. Na

agricultura esse insumo adquire diversas formas de utilização, como combustível no transporte de insumos e produtos e no abastecimento de máquinas agrícolas envolvidas no processo de produção, também nas formulações de defensivos e herbicidas, bem como na produção de fertilizantes. A Figura 1 apresenta a cadeia de produção de fertilizantes na qual se pode observar que o petróleo está presente na constituição do sulfato de amônia e superfosfato simples, além de atuar como insumo energético no processo de extração e produção (DIAS E FERNANDES, 2007; MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2013).

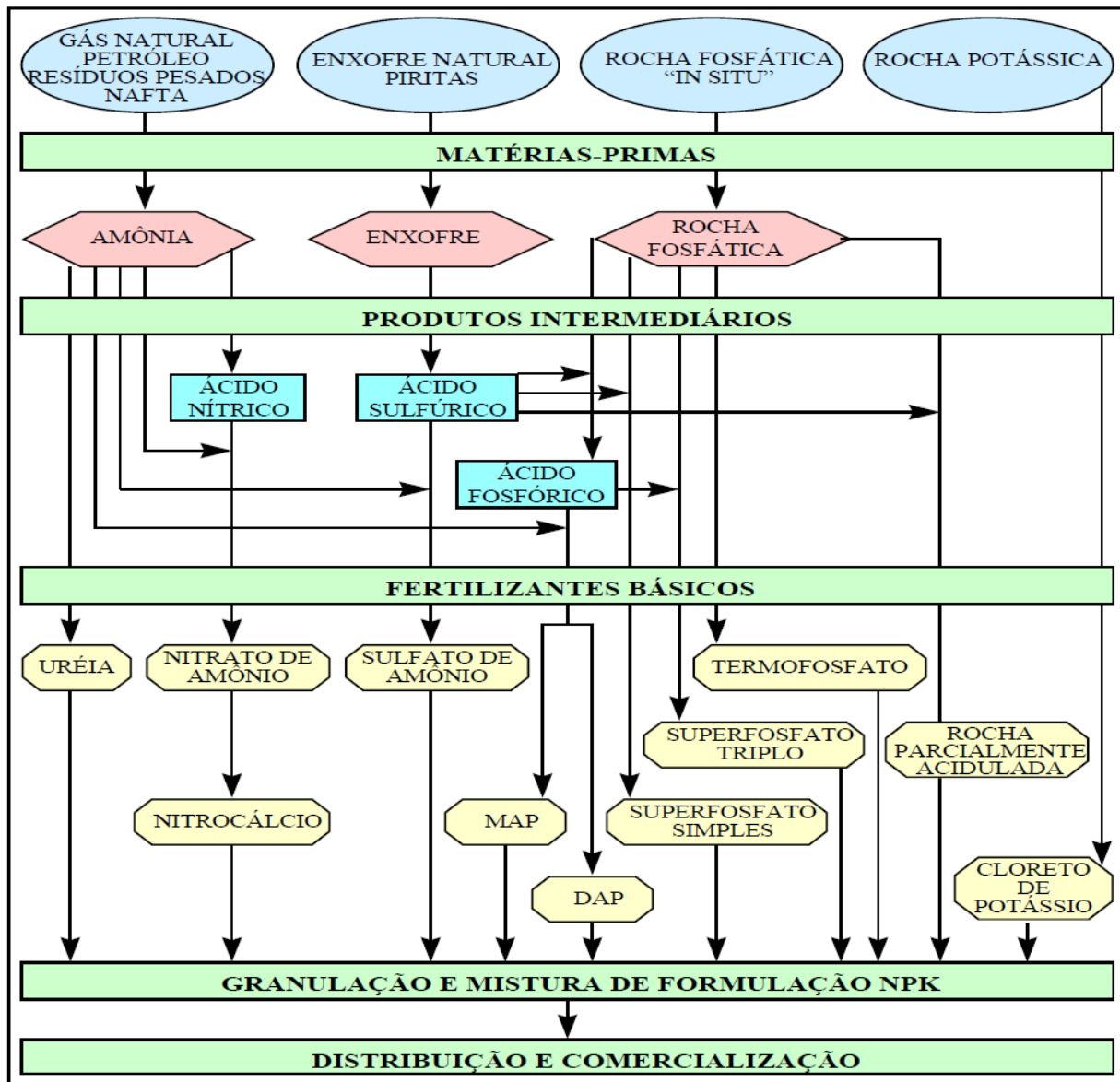


Figura 1. Cadeia produtiva de fertilizantes.

Fonte: BNDES

Os fertilizantes químicos

Fertilizantes químicos são nutrientes adicionados ao solo, que em quantidade correta permitem aumento de produtividade e da lucratividade das lavouras. Estudo publicado pela

FAO (2000) realizado em mais de 40 países durante 25 anos demonstrou que o uso correto de fertilizantes promoveu aumento significativo de produtividade. No Brasil, uma parcela significativa dos solos, apesar de possuir características físicas excelentes, apresenta limitações de fertilidade natural e acidez. Contudo, tornam-se altamente produtivos quando utilizados sobre manejo tecnificado (NICOLELLA ET AL, 2005).

É baseado nessa premissa que a produção agrícola nacional vem se expandindo ano a ano. A produção² cresceu 67% de 1990 a 2010, enquanto a área cultivada cresceu apenas 19% o que representa ganho de produtividade de 42% nesse período (FAOSTAT, 2013). Assim, colaborando para o aumento do rendimento das lavouras brasileiras o consumo nacional de fertilizantes (NPK) cresceu 224% entre 1990 a 2010 (IFA, 2013).

No que tange aos preços desses fertilizantes, esses seguem uma tendência de elevação. O preço do cloreto de potássio³ no mercado internacional entre 2000 a 2012 aumentou 274%, o superfosfato simples⁴ aumentou 236% e a ureia⁵ 300% (BANCO MUNDIAL, 2013). No mercado brasileiro o crescimento foi 221% para o cloreto de potássio, 178% para o superfosfato simples e 181% para o sulfato de amônio (IEA, 2013) (Figura 2). Embora os preços tenham subido menos no mercado nacional do que no internacional, há uma correlação muito forte entre estes preços pela dependência brasileira às importações destes produtos. Em 2010 dos mais de dez milhões de toneladas de fertilizantes básicos consumidos, 74% foram oriundos de importação (IFA, 2013).

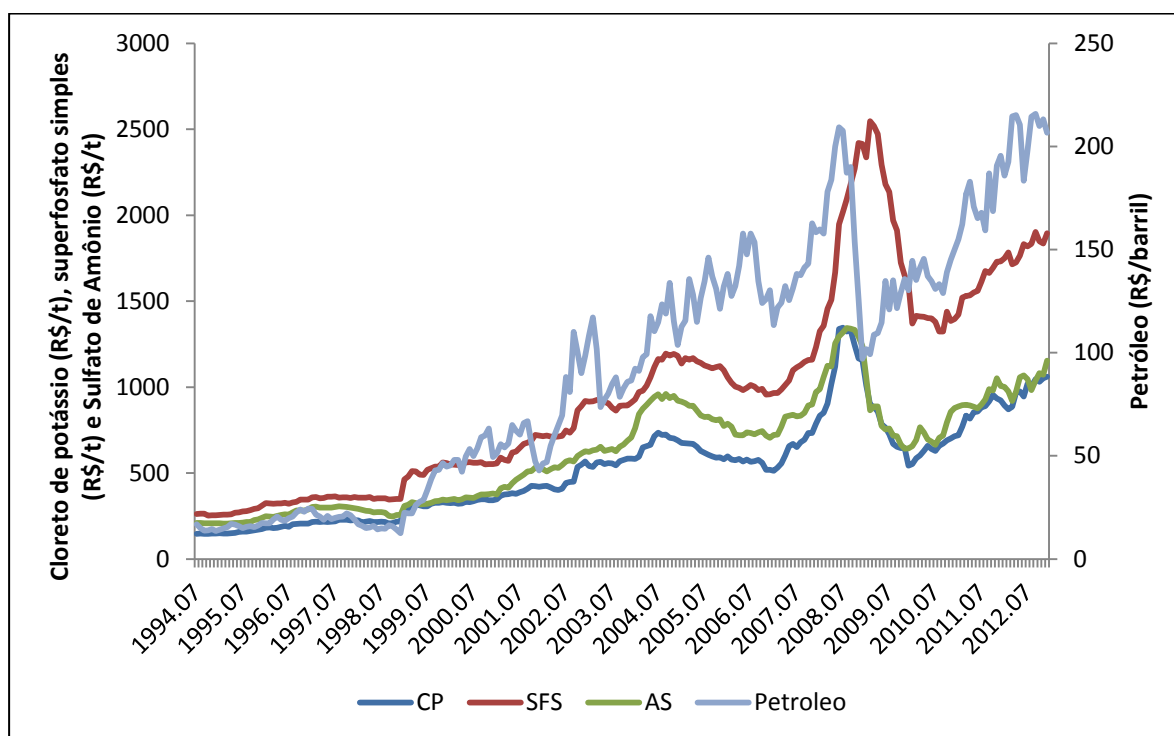


Figura 2. Comportamento dos preços dos fertilizantes básicos e petróleo de 1994 a 2012.

² Para os cálculos de crescimento de produção, área e rendimento considerou-se a soma dos seguintes grupos: cereais, fibras, oleaginosas, frutas, hortaliças, legumes secos, raízes e tubérculos, nozes e juta.

³ Cloreto de potássio, grau padrão, *spot*, FOB. Vancouver.

⁴ Superfosfato triple, até setembro de 2006 a granel, *spot*, FOB. Golfo de México; desde Outubro 2006 Túnez, granular, FOB.

⁵ Ureia, (Mar Negro), a granel, FOB. Mar Negro (principalmente Yuzhnyy) a partir de julho de 1991, para 1985-1991 FOB (Junho) Europa.

Alguns estudiosos argumentam que a elevação no preço dos fertilizantes pode vir da elevação no preço do petróleo, e daí transferidos para o preço das *commodities* agrícolas ((BAFFES, 2007); (CHAND, 2008); (TAHERIPOURAND & TYNER, 2008); (VON BRAUN ET AL., 2008); (DU ET AL., 2009); (HARRI E DARREN, 2009); (SAGHAIAN, 2010); (FAO, 2012)). A transmissão entre petróleo e fertilizantes se atribuiu ao fato do petróleo servir como matéria prima de fertilizantes nitrogenados e alguns fosforados e como fonte de energia no processo de extração, produção e transporte dos mesmos. O segmento extrativo mineral fornece as matérias-primas básicas dos fertilizantes, principalmente o gás natural, o gás e a nafta, além da rocha fosfática, do enxofre e das rochas potássicas. Com base nesses insumos, obtêm-se então as matérias primas intermediárias, sobretudo o ácido sulfúrico, o ácido fosfórico, a amônia anidra e os fertilizantes simples, dos quais resultam os fertilizantes básicos, como a ureia, o sulfato de amônio, o MAP, o superfosfato simples e o cloreto de potássio, que, por fim, originam os fertilizantes granulados e as misturas de formulação NPK (DIAS E FERNANDES, 2012).

A produção de grãos

Nas últimas décadas verificou-se no Brasil uma vigorosa expansão da chamada ‘fronteira agrícola’. Segundo estudo realizado pelo Banco Mundial (2010) a soja e o milho juntamente com a cana de açúcar são as três *commodities* responsáveis por essa expansão. A área ocupada com soja e milho no Brasil no período de 1990 a 2011 aumentou 109% e 16%, enquanto a produção aumentou 276% e 161%, respectivamente (IBGE, 2013).

Apesar do aumento da oferta, os preços do milho e da soja tiveram valorizações de 104% e 273%, respectivamente, entre 2000 a 2010 (Figura 3). Atribui-se à elevação nos preços das *commodities* agrícolas a maior demanda mundial por alimentos e a maior demanda de produtos agrícolas para a produção de energia renovável, a exemplo do milho e da cana utilizados na produção de etanol (FAO (2012, 2011, 2010); BRANDÃO (2012)). A alta dos insumos, como petróleo e fertilizantes, também aparece como possíveis responsáveis pelo aumento de preço dos produtos agrícolas.

Os fertilizantes representam entre 20 e 26% do custo de produção da soja, e entre 14 a 27% para a média de um grupo de lavouras (algodão, milho, arroz e soja) (SILVA E COSTA, 2012). Nas estatísticas da CONAB (2013), os gastos com fertilizantes representam 11,8%, dos custos de produção da soja na região de Maringá/PR e 11,8% dos custos de produção do milho em Londrina/PR. Enquanto os cultivos de soja e milho juntamente com a cana-de-açúcar e café são responsáveis por aproximadamente 70% das entregas totais de produtos fertilizantes no Brasil (MME, 2009).

Ainda na questão dos preços, o maior índice de exportação⁶ é outro fator que colabora com o aumento dos preços. Em 1997 pouco mais de 1,7% da safra de milho foi exportada, enquanto que, em 2012, as exportações foram aproximadamente 30% da produção com o volume recorde de 19,7 milhões de toneladas de milho destinadas ao exterior. Já a soja é um produto tipicamente de exportação sendo que o volume exportado oscila entre 60 e 75% da produção, colocando o Brasil em primeiro lugar nas exportações mundiais.

⁶ Calculado com base nos dados de produção do SIDRA/IBGE e dados de exportação do AGROSTAT.

A parcela da produção que fica no mercado interno é destinada principalmente para a produção de ração. Aproximadamente, 64% da produção nacional de milho e 66% do farelo de soja são destinados para alimentação animal, principalmente de suínos e aves (MENEGALDO, 2011). A ração para avicultura de corte leva em sua composição cerca de dois terços de milho e um terço de soja (Milho caro..., 2012).

Avicultura de corte

A produção de frango de corte em escala industrial no Brasil surgiu após a segunda guerra mundial, com destaque para os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais. No início da década de 1960 empresas localizadas no estado de Santa Catarina começaram a adotar o sistema de integração⁸ e o cenário produtivo começou a mudar (PEREIRA ET AL., 2007).

A partir de 1980 ocorrem importantes modificações no sistema produtivo com ampla inserção de tecnologia e redução de custos. Atualmente a avicultura de corte é um sistema produtivo dinâmico e diferenciado no agronegócio brasileiro. O nível de articulação entre os diferentes agentes da cadeia produtiva pode ser considerado um dos mais elevados do agronegócio nacional.

O maior grau de integração contribuiu para a redução dos riscos (CARLETTI FILHO, 2005) e facilitou a expansão da avicultura. Entre 2000 e 2011 a quantidade produzida cresceu 157% alcançando 13,05 milhões de toneladas, sendo que desses 69,8% são consumidos no mercado interno e 30,2% exportados (UBA, 2012). O Brasil é o terceiro maior produtor e o maior exportador de carne de frango do mundo (FAOSTAT, 2013), sendo que as exportações em 2012 geraram uma receita de 7,21 bilhões de dólares, acréscimo de 417% em relação a 2000, principalmente pelo amplo crescimento de exportação de carne industrializada (AGROSTAT, 2013).

Referente aos preços do frango resfriado aumentou 142% de 2000 a 2012 (Figura 3), passando de R\$ 1,28 para R\$ 3,50. O aumento de preço dos insumos utilizados na produção pode estar entre as causas para a elevação dos preços do frango. A ração é o item que mais onera o sistema de produção de aves, dados da CONAB (2012) revelam que 69%⁹ dos gastos são com a aquisição de ração. Elevações muito bruscas nos preços do milho e/ou soja podem inviabilizar a produção de aves (para carne e de postura), assim como foi observado no segundo semestre de 2012, quando vários produtores cessaram temporariamente a criação de aves devido as altas no preço da soja e principalmente milho, advindos do aumento do preço internacional em decorrência da seca nos EUA.

⁸ O sistema de integração da cadeia de frango é um sistema onde as empresas produzem os pintos de um dia, abatem, processam as aves, transportam e comercializam a produção. A fase de criação é realizada por pequenos produtores familiares por meio de contratos com as empresas.

⁹ Cálculos para o mês de maio/2011 para o sistema de produção integrado.

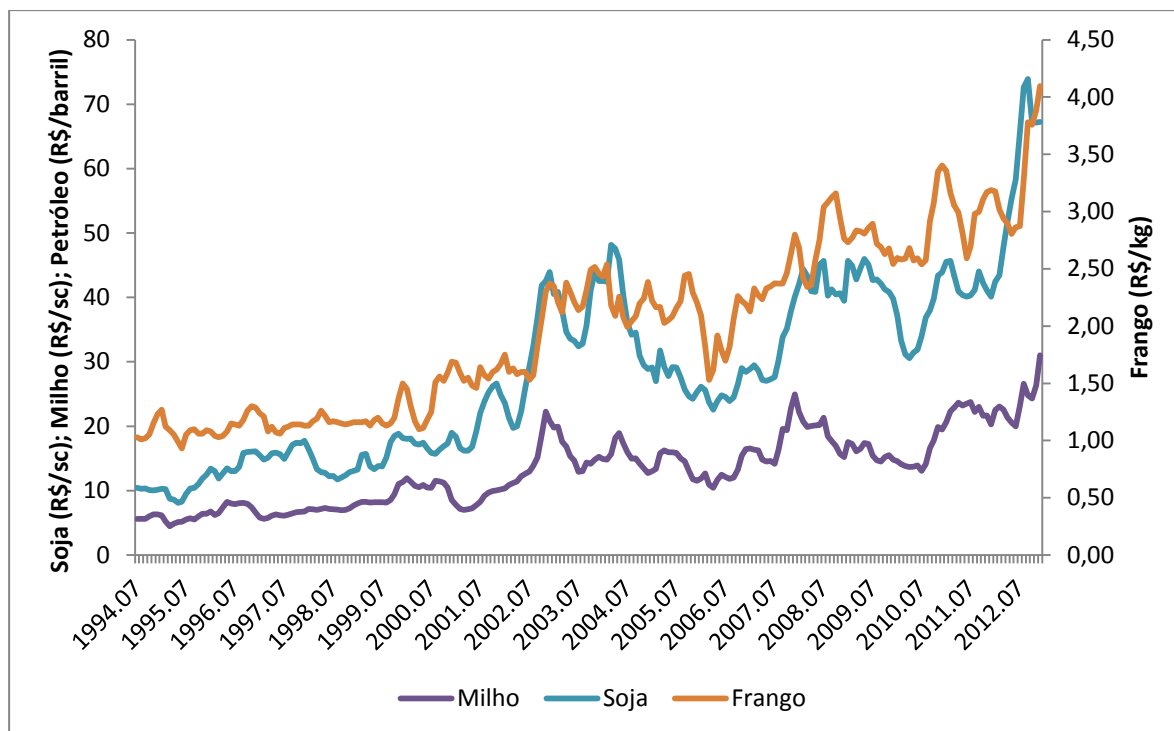


Figura 3. Comportamento das séries de preços da soja, do milho, e do frango de 1994 a 2012.

O petróleo, os fertilizantes, o milho, a soja e o frango apresentam relações do tipo insumo-produto ao longo da cadeia produtiva. O petróleo é matéria prima e insumo para a produção dos fertilizantes e insumo energético na produção do milho, da soja e do frango. O cloreto de potássio, o sulfato de amônia e o superfosfato simples são insumos para a produção de grãos e atuam como produtos complementares entre si, pois constituem as formulações NPK, principal forma de consumo de nutrientes. O milho e a soja são substitutos no processo produtivo, porém são complementares na fase de consumo, principalmente na composição de ração para aves e suínos. Decorrente disso se espera uma relação de causalidade e de transferências de choques nos preços de um segmento para o outro.

METODOLOGIA

Para estudar as relações entre o preço do petróleo, fertilizantes e *commodities* agrícolas optou-se por utilizar a metodologia de séries temporais, tendo como objeto as seguintes séries de preços nominais: petróleo, sulfato de amônio, cloreto de potássio, superfosfato triplo, milho, soja e frango resfriado. Exceto o preço do petróleo que se refere a cotação internacional, todos os demais preços referem-se ao mercado brasileiro. Os dados de preços do petróleo foram convertidos de dólar/barril para reais/barril tendo como base a taxa de câmbio comercial-compra-média coletado no IPEADATA. As séries mensais das variáveis foram coletadas de 1994:07 a 2012:12, e apresentadas conforme exposto no quadro 1.

Quadro 1. Apresentação das variáveis utilizadas nesse estudo.

Variável	Descrição da variável	Local de coleta
PETRO	Logaritmo natural do petróleo	FMI (2013)
SA	Logaritmo natural do Sulfato de Amônio – preço pago pelo produtor	IEA (2013)
SFS	Logaritmo natural do Superfosfato Simples – preço pago pelo produtor	IEA (2013)
CP	Logaritmo natural Cloreto de Potássio – preço pago pelo produtor	IEA (2013)
MILHO	Logaritmo natural do milho – preço pago ao produtor	IPEADATA
SOJA	Logaritmo natural da soja - – preço pago pelo produtor	IPEADATA
FRANGO	Logaritmo natural do frango resfriado – preço atacado	IPEADATA

Os resultados serão apresentados em duas etapas: Primeiramente, apresentar-se-ão os resultados dos modelos por elos da cadeia produtiva (petróleo com fertilizantes, fertilizantes com milho/soja e finalmente milho/soja com a carne de frango) e no segundo momento os resultados de um modelo completo com todas as séries.

O modelo empírico subjacente a este estudo foi construído sobre a literatura existente. Primeiro incluiu-se dados mensais das variáveis. 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, consiste na aplicação do teste ADF à série previamente filtrada de seus componentes determinísticos, sendo mais adequado para séries curtas. Posteriormente testou-se a cointegração das séries usando o modelo de Johansen & Juselius (1990). O teste de cointegração de Johansen é baseado em dois testes, estatística do traço ($\lambda_{traço}$) e a estatística da máxima (λ_{max}) que apresentam a forma reduzida como segue na equações 1 e 2:

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

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

Onde T é o número de observações usadas no ajustamento e λ_i é a i -ésima raiz característica de Π (matriz $n \times n$). O teste do traço verifica a hipótese de que existem, no máximo, r vetores cointegrantes, enquanto o teste do máximo autovalor, por sua vez, testa a hipótese nula de que há r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $(r+1)$.

De posse dos resultados do teste de cointegração foi construído um Vetor Auto-regressivo (VAR), caso não existam vetores cointegrante ou Vetores de Correção de Erros (VEC), se existirem vetores cointegrantes. O modelo VAR pode ser apresentado conforme equação 3. Por fim, a realização do teste de causalidade de Granger¹⁰ (conforme equação 4) e a função impulso resposta. Nos modelos estimados priorizou-se a inexistência de autocorrelação dos resíduos, a qual foi verificada até a 12º defasagem com auxílio do teste de Ljung-Box.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

¹⁰ Na existência de vetores cointegrante o teste de causalidade de Granger deve ser baseado no modelo VEC estimado.

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{nr})/m}{SQR_{nr}/(n - k)} \quad (4)$$

Onde Y_t representa um vetor de variáveis endógenas, X_t é o vetor de variáveis endógenas e $A_1... A_n$ são os coeficientes obtidos para as variáveis endógenas e B é o coeficiente da variável exógena.

O número de defasagens a ser usado foi determinado com base no critério de informação de Akaike (AIC), no critério de Schwarz (SC) e no critério de informação de Hannan-Quinn (HQ). Como se tratou de séries de preços agrícolas suspeitou-se que poderia existir sazonalidade, nesse caso, procedeu-se ao exame de sazonalidade por meio do método de regressão simples, com a inserção de 11 variáveis *dummies*.

Por fim, foram incluídas três variáveis *dummies* para atenuar os efeitos de perturbações políticas e econômicas. A primeira *dummy*, denominada câmbio, se refere a mudança de regime cambial ocorrido em 1999, assim essa variável assumiu valor zero até dezembro de 1998 e 1 a partir daí. A segunda *dummy*, denominada eleição, considera o período eleitoral de 2002, sendo que a variável assumiu valor 1 entre abril e outubro de 2002, e zero para os demais períodos. A última *dummy*, denominada crise, engloba a crise econômica de 2008, tendo valor 1 entre agosto de 2010 e abril de 2009 e zero para os demais valores. Essas variáveis foram incluídas como exógenas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Antes de iniciar as estimações fez-se o estudo de sazonalidade das variáveis. Verificou-se por meio da inclusão de 11 *dummies* que séries objetos desse estudo não apresentam sazonalidade (Anexo 1). A ausência de sazonalidade nas séries de preços agrícolas pode ser justificada pelo aumento da capacidade de armazenamento e pela maior integração do mercado brasileiro com o mercado internacional, que favorece a estabilização da demanda de forma rápida amenizando o repasse desses choques para os preços. Quanto à estacionariedade os resultados dos testes convergem indicando que as variáveis em nível são todas não estacionárias, uma vez que o valor calculado é maior que o valor crítico, as estatísticas não permitem rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária. Por outro lado, em primeira diferença todas são estacionárias (Tabela 1), portando, integradas de ordem 1 (1).

Tabela 1. Resultados dos testes ADF e DF-GLS em nível para as séries mensais logaritmizadas do petróleo (PETRO), sulfato de amônio (AS), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP), milho, soja e frango resfriado, julho de 1994 a dezembro de 2012.

Variáveis	ADF ^a			DF-GLS ^b		
	Nível	1º diferença	t crítico ^c	Nível	1º diferença	t crítico ^c
PETRO	-1,036	-15,081	-3,460	0,672	-3,099	-2,576
AS	-1,090	-10,735	-3,460	1,031	-10,758	-2,576
SFS	-1,254	-10,376	-3,460	1,071	-10,399	-2,576
CP	-1,392	-5,591	-3,460	0,641	-5,443	-2,576

MILHO	-1,350	-9,714	-3,460	0,082	-9,712	-2,576
SOJA	-1,308	-9,446	-3,460	0,202	-8,973	-2,576
FRANGO	-0,841	-10,486	-3,460	0,523	-10,024	-2,576

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a: Teste Dickey-Fuller aumentado – modelo apenas com intercepto; b: Dickey Fuller-Mínimos Quadrados Generalizados – modelo apenas com intercepto; c: Valores críticos com 1% de significância.

O número de defasagens de cada modelo seguiu os critérios apresentados na metodologia, preconizando a ausência de autocorrelação dos resíduos. É importante salientar que a ordenação das variáveis em cada modelo foi realizada com base no teste exogeneidade em bloco de Granger (Block Exogeneity Wald Tests). O Quadro 2 apresenta um resumo de informações relevantes de cada um dos quatro modelos.

Quadro 2. Resumo dos modelos estimados em cada elo.

Elos	Modelo	Lags	Teste de cointegração	Nº vetores
1º	Petróleo - SA, SFS, CP	2	Há um drift separado e nenhuma tendência linear na forma no VEC(p) – Caso 3	2
2º	SA, SFS, CP – milho	2	Há um drift separado e nenhuma tendência linear na forma no VEC(p) – Caso 3	2
	SA, SFS, CP – soja	2	Intercepto e tendência (linear) na equação de cointegração e intercepto no VAR – Caso 4	2
3º	Milho, soja - frango	2	Intercepto e tendência (linear) na equação de cointegração e intercepto no VAR – Caso 4	1

Resultados dos modelos por elos

Inicia-se a apresentação dos resultados com a abordagem realizada por elo. O primeiro modelo trata das relações entre os três fertilizantes básicos (variáveis dependentes) e o petróleo (variável independente). Como as séries são integradas de ordem 1 I (1) foi realizado o teste de cointegração de Johansen, sendo identificado dois vetores co-integrantes. A Tabela 2 apresenta os coeficientes de longo prazo relativo à primeira equação de cointegração normalizada para cada fertilizante básico¹¹.

Tabela 2. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC(2)) para o Petróleo (PETRO), o sulfato de amônio (SA), o superfosfato simples (SFS) e o cloreto de potássio (CP).

Var. Expl.:	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β) ^a					
	SA		SFS		CP	
	Coef	D.V.	Coef	D.V.	Coef	D.V.
PETRO	-0,5855*	(0,1477)	0,2651*	(0,0775)	-0,3449*	(0,1077)

¹¹ Foram estimadas três modelos. Cada modelo foi composto pelo petróleo e um fertilizante básico.

		Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (α) ^b				
PETRO (-1)	0,0397	(0,0278)	0,0525***	(0,0277)	0,0501**	(0,0247)
PETRO (-2)	0,0535**	(0,0277)	0,0069	(0,0276)	0,0108	(0,0246)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: Coeficiente da primeira equação de cointegração normalizada para os fertilizantes básicos. b: Coeficientes de curto prazo, variáveis tratadas em primeira diferença *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como o objetivo é conhecer as relações do petróleo em relação aos fertilizantes básicos optou-se por não apresentar os resultados dos fertilizantes básicos em relação ao petróleo. Na equação de cointegração de longo prazo, o preço do petróleo aparece com coeficiente significativo a 1% na equação dos fertilizantes básicos, resultado esse que já era esperado, dado a importância do petróleo como insumo na extração e produção desses fertilizantes básicos. O sinal negativo do petróleo nas equações do sulfato de amônio e do cloreto de potássio significa que para esses fertilizantes básicos alcançarem sua trajetória de equilíbrio de longo prazo o preço do petróleo deverá diminuir. Outra constatação é quanto ao valor do coeficiente, que ficou abaixo da unidade em todos os casos, revelando uma relação inelástica entre os fertilizantes básicos e o petróleo.

Uma provável justificativa para tal resultado é o fato dos produtos utilizados na fabricação dos fertilizantes básicos serem subprodutos do petróleo e, portanto, produtos menos nobres que têm na produção de fertilizantes um dos seus principais destinos. A ampla negociação desses produtos na bolsa de valores também pode estar entre os fatores que colaboram para tal comportamento. Nessa forma de negociação onde a oferta e a demanda assumem papel principal na determinação dos preços, o repasse de aumento de custo de produção é dificultado. Embora a relação não seja elástica é evidente que variações no preço do petróleo são repassadas para os preços dos fertilizantes básicos que compõe as formulações finais de fertilizantes químicos.

Esses resultados são confirmados na análise de curto prazo (Tabela 2), onde novamente o petróleo aparece significativo para os fertilizantes básicos. Os coeficientes de curto prazo indicam que os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente, no máximo 5% a cada período, indicando que o retorno desses mercados para a situação de equilíbrio de longo prazo é relativamente demorada.

A Tabela 3 apresenta a relação de causalidade de curto e longo prazo entre as variáveis. O petróleo causa no sentido de Granger o sulfato de amônio e o superfosfato simples. Lembra-se nesse ponto, que subprodutos do petróleo são matéria prima para a produção desses fertilizantes, o que não ocorre com cloreto de potássio, onde o petróleo é apenas insumo. Porém se relaxar um pouco o nível de significância observa-se então que o petróleo causa Granger o cloreto de potássio. Não foi constatada causalidade no sentido de Granger dos fertilizantes básicos para o petróleo. Na relação causal de longo prazo os valores significativos dos coeficientes ECTs demonstram que as variáveis tendem, no curto prazo, a se ajustarem para alcançar a trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Tabela 3. Teste de causalidade de curto e longo prazo baseado no VEC petróleo (PETRO), sulfato de amônio (SA), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP).

Variável explicada	Curto prazo ^a		Longo prazo ^b			
	V. explicativa	ECT1	ECT1		ECT2	
	PETRO	Coef	d.v.	Coef	d.v.	

SA	0,0781***	-0,0147	(0,0196)	0,0860*	(0,0286)
SFS	0,0966***	0,0144	(0,0194)	0,0240	(0,0292)
CP	0,1071	0,0231	(0,0167)	0,1211*	(0,0251)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a corresponde ao p-valor de teste VEC Granger Causality; b coeficiente do termo de correção de erro; *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O segundo e o terceiro modelos tratam das relações entre o elo de produção de grãos (milho e soja) e os fertilizantes básicos. As séries são integradas de ordem 1 I(1) nos dois modelos e foram identificados dois vetores cointegrantes em ambos os modelos.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes de curto e longo prazo para os dois modelos. Os fertilizantes básicos que compõe as formulações finais e representam uma parcela significativa dos custos de produção do milho e soja, aparecem com coeficientes significativos para a primeira equação de cointegração normalizada para ambos. Os valores dos coeficientes foram bem acima da unidade, demonstrando que as variações no preço dos fertilizantes são repassadas mais que proporcionalmente para o preço da soja e do milho. Esse resultado pode ser um reflexo do amplo aumento de preço dessas duas *commodities* no período analisado.

Tabela 4. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC(2)) para o sulfato de amônio (SA), o superfosfato simples (SFS) e o cloreto de potássio (CP).

Variável explicativa	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β) ^a			
	Var. explicada: MILHO		Var. explicada: SOJA	
	Coef.	D.V.	Coef.	D.V.
SA	3,2345	(2,5621)	-18,278*	(4,2316)
SFS	-16,8367*	(3,7425)	3,1386	(2,9031)
CP	14,0072*	(2,4841)	13,907*	(2,2353)
Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (α) ^b				
SA (-1)	-0,0631	(0,1437)	-0,0302	(0,1318)
SA (-2)	0,3618*	(0,1450)	-0,1122	(0,1331)
SFS (-1)	0,2162	(0,1480)	0,1383	(0,1278)
SFS (-2)	-0,4501*	(0,1505)	0,0868	(0,1300)
CP (-1)	0,0466	(0,1586)	0,2355***	(0,1381)
CP (-2)	0,0154	(0,1542)	-0,1353	(0,1378)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: Coeficiente da primeira equação de cointegração normalizada para o milho e a soja. b: Coeficientes de curto prazo, variáveis tratadas em primeira diferença *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Quanto ao curto prazo, os coeficientes do modelo VEC para as relações fertilizantes básicos - milho/soja evidencia, dado a baixa magnitude dos valores (coeficientes α na Tabela 4), que os desequilíbrios nos preços são corrigidos lentamente. Ou seja, o retorno desses mercados para a situação de equilíbrio é demorada. Uma provável justificativa para tais resultados está no grau de concentração desses mercados, no caso da soja há poucos países produtores e exportadores, e, no caso do milho, a oferta é tradicionalmente nacional. Em ambos os casos quando há restrição de oferta desses produtos, dada às características sazonais

de produção, a reestabilização da oferta é demorada, por isso os valores baixos dos coeficientes.

Apesar dos coeficientes de curto prazo serem relativamente baixos, a relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificada por meio dos coeficientes ECTs (Tabela 5), sugere que no curto prazo as variáveis se ajustam para atingir sua trajetória de equilíbrio de longo prazo, uma vez que os coeficientes se mostraram significativos. Quanto às relações de causalidade de curto prazo o milho é causado no sentido de Granger pelo sulfato de amônio e superfosfato simples, enquanto que a soja é causada apenas pelo sulfato de amônio (Tabela 5). Além disso, obteve-se probabilidade igual a 0,0074 de o preço do milho causar no sentido de Granger o cloreto de potássio, sendo essa a única relação de causalidade dos grãos para os fertilizantes.

Tabela 5. Teste de causalidade de curto e longo prazos baseado no VEC Sulfato de amônio (SA), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP), milho e soja.

Var. explicada	Curto prazo ^a			Longo Prazo ^b			
	Var. explicativa			ECT1		ECT2	
	SA	CP	SFS	Coef	d.v.	Coef	d.v.
MILHO	0,0426**	0,9550	0,0022*	-0,0327***	(0,0213)	0,0073	(0,0459)
SOJA	0,0720***	0,1656	0,4075	-0,0885*	(0,0231)	0,1184*	(0,0506)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: corresponde ao p-valor de teste VEC Granger Causality; b: coeficiente do termo de correção de erro; *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Por fim apresentam-se as relações do preço da carne de frango com o preço do milho e da soja. As séries do modelo são integradas de ordem 1, e apresentam um vetor cointegrante. Na Tabela 6 são apresentados os coeficientes de longo prazo das variáveis, relativo a primeira equação de cointegração normalizada para o frango. O milho e a soja apresentam coeficientes significativos para a equação de equilíbrio de longo prazo do frango, resultado que era esperado dado à importância desses grãos no custo de produção dos frangos de corte. Os coeficientes com sinal negativo significam que, para o preço da carne de frango obter a trajetória de equilíbrio de longo prazo os preços do milho e da soja devem cair. O valor menor que a unidade, revela que as variações no preço desses insumos são transmitidas menos que proporcionalmente para o preço da carne.

Tabela 6. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC(2)).

Variável explicativa	Estimativa dos parâmetros de longo prazo (β) ^a	
	Variável explicada: FRANGO	
	Coef.	D.V.
MILHO	-0.2931***	(0.1507)
SOJA	-0.5369*	(0.1231)
Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (α) ^b		
MILHO (-1)	0,0502	(0,0630)
MILHO (-2)	-0,0170	(0,0633)
SOJA (-1)	-0,0245	(0,0697)

SOJA (-2) -0,0069 (0,0697)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: Coeficiente da primeira equação de cointegração normalizada para frango. b: Coeficientes de curto prazo, variáveis tratadas em primeira diferença *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Quanto aos coeficientes de ajuste de curto prazo (Tabela 6), os resultados são semelhantes aos modelos anteriores, com coeficientes de baixo impacto, revelando que o ajuste das variáveis ocorre lentamente.

Em relação aos testes de causalidade de curto prazo nota-se que os preços do milho e da soja não causam Granger o preço do frango (Tabela 7). Também não foram encontradas relações de causalidade do frango para os grãos. Já a relação de causalidade de longo prazo, apresentado na mesma tabela, sugere que no curto prazo as variáveis se ajustam para atingir sua trajetória de equilíbrio de longo prazo, pois o ECT1 foi significativo a 1%.

Tabela 7. Teste de causalidade de curto e longo prazo baseado no VEC.

Var. explicada	Curto prazo ^a		Longo Prazo ^b	
	Var. explicativa		ECT1	
	MILHO	SOJA	Coef	D.V.
FRANGO	0,7430	0,9598	-0,2045*	(0,0407)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: corresponde ao p-valor de teste VEC Granger Causality; b: coeficiente do termo de correção de erro; *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

De acordo com os resultados obtidos até aqui, vê-se que variações nos preços dos insumos são transferidas para o elo seguinte da cadeia produtiva. O preço do petróleo mostrou-se significativo para os preços dos três fertilizantes básicos, que por sua vez são significativos para o preço do milho e da soja e esses significativos para o preço do frango. Observa-se também que o ajuste dos desequilíbrios de curto prazo ocorre lentamente em todos os modelos estimados. Ou seja, após o desequilíbrio os mercados demoram a retornar a situação de equilíbrio. Contudo, os valores significativos dos ECTs afirmam que no curto prazo essas variáveis se ajustam para alcançar a trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Finalizada a análise em cada elo a etapa seguinte trata de uma análise completa com todas as variáveis em um único modelo.

Modelo completo

O modelo completo é apresentado como um teste de robustez dos modelos apresentados anteriormente. A determinação do número de defasagens desse modelo foi baseada nos critérios já descritos que indicaram 2 lags. Como as séries são integradas de ordem 1, realizou-se o teste proposto por Johansen (1988), para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. O teste de cointegração de Johansen é baseado em dois testes: o teste do traço e o máximo autovalor. Os resultados obtidos para o teste do traço são sumarizados no Anexo 2.A, e indicam que a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração é rejeitado ao nível de 5% de significância. O teste indica que existem dois vetores de cointegração que estabelecem uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as

variáveis. O teste do máximo autovalor (Anexo 2.B) também indica a existência dois vetores de cointegração.

A Tabela 8 apresenta o primeiro vetor de cointegração, normalizado para cada variável do modelo, com exceção da variável petróleo, pois se acredita que esta não é explicada pelas demais, atuando apenas como variável explicativa. A ordenação foi realizada com base no teste de exogeneidade (Block Exogeneity Wald Tests) sendo as mais exógenas colocadas antes das mais endógenas.

Os resultados estão condizentes com os encontrados na análise realizada para cada elo. O preço do petróleo continua sendo transmitido com mesmo sinal e significativamente ($p < 0,01$) para os fertilizantes básicos. Observa-se também que os preços dos fertilizantes básicos são significativos entre si coerentemente com os resultados obtidos nas análises por elo, tanto a soja quanto o milho, têm relações significativas com os três fertilizantes básicos considerados no estudo. Já o preço da carne de frango não apresentou relação significativa para nenhuma dos três fertilizantes básicos.

Os resultados da primeira equação de cointegração normalizada para o milho revelam que os sinais dos coeficientes não mudam em relação à análise em separado por elo. No entanto o cloreto de potássio passa a ser significativo, resultado que não foi obtido anteriormente. A soja e o petróleo também apresentam coeficientes significativos. Esse resultado já era esperado, pois o petróleo é um insumo importante na constituição do custo de produção como combustível de máquinas e caminhões, além de ser matéria prima de alguns defensivos. No caso da soja a relação de substituíbilidade na fase de produção e de complementaridade na fase de consumo, explica a significância entre os preços desses dois produtos. Brandão (2012) encontrou coeficiente -1,35 para o petróleo na equações de cointegração do milho.

Tabela 8. Vetor de cointegração normalizado para cada variável do modelo - petróleo (PETRO), sulfato de amônio (SA), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP), milho, soja e frango.

SA	C	CP	SFS	MILHO	SOJA	FRANGO	PETRO	TEND
1,000	-1,551	0,572*	-1,094*	0,454*	-0,207***	-0,112	-0,564*	0,001
		(0,167)	(0,176)	(0,114)	(0,110)	(0,167)	(0,071)	(0,001)
SFS	C	SOJA	SA	FRANGO	MILHO	PETRO	CP	TEND
1,000	1,417	0,189***	-0,914*	0,103	-0,415*	0,515*	-0,522	-0,001
		(0,100)	(0,127)	(0,154)	(0,103)	(0,077)	(0,138)	(0,001)
FRANGO	C	SA	PETRO	CP	MILHO	SFS	SOJA	TEND
1,000	13,808	-8,905*	5,021*	-5,090*	-4,041*	9,745*	1,846**	-0,008
		(1,769)	(0,758)	(1,486)	(1,016)	(2,260)	(0,925)	(0,009)
MILHO	C	SOJA	PETRO	CP	FRANGO	SA	SFS	TEND
1,000	-3,417	-0,457**	-1,242*	1,260*	-0,247	2,204*	-2,411*	0,002
		(0,222)	(0,183)	(0,359)	(0,371)	(0,442)	(0,551)	(0,002)
CP	C	SOJA	MILHO	SA	FRANGO	PETRO	SFS	TEND
1,000	-2,713	-0,363***	0,794*	1,749*	-0,196	-0,986*	-1,914*	0,002
		(0,187)	(0,198)	(0,357)	(0,299)	(0,149)	(0,407)	(0,002)
SOJA	C	PETRO	SFS	MILHO	SA	CP	FRANGO	TEND
1,000	7,481	2,720*	5,280*	-2,190*	-4,825*	-2,758*	0,542	-0,004

(0,408) (1,238) (0,513) (0,988) (0,784) (0,780) (0,005)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para a equação da soja, o cloreto de potássio apresentou sinal inverso em relação às análises por elo. Os demais fertilizantes básicos apresentaram mesmo sinal e mesmo nível de significância do resultado anterior. Além desses, o milho e o petróleo também apresentam coeficientes significativos, valendo as justificativas apresentadas para o milho. Margarido et al. (2011) estudaram as relações entre as cotações internacionais do petróleo e soja e encontraram coeficiente de longo prazo igual a -0,36430, valor inferior ao encontrado para as condições brasileiras. Brandão (2012) encontrou coeficiente -1,32 para o petróleo a equações de cointegração da soja.

Por fim, os resultados obtidos na primeira equação de cointegração normalizada para o frango são semelhantes aos obtidos na análise por elo, porém a soja aparece com sinal trocado. O preço do petróleo também apresenta coeficiente positivo para a equação do frango, assim como o cloreto de potássio, o sulfato de amônio e o superfosfato simples. Esses resultados sinalizam a transmissão dos preços de um elo para o outro. Ao afetarem significativamente o preço do milho e da soja, as variações no preço dos fertilizantes básicos também são transferidas para o preço do frango. Profeta e Lima (2012) encontraram para o milho, na equação de cointegração do frango, um coeficiente de longo prazo igual a 6,1588 no modelo com constante, e 3,7486 se considerado o modelo sem constante, valores similares ao encontrado nesse estudo.

Quanto ao valor dos coeficientes que revelam as elasticidades, estes ficaram abaixo ou levemente acima da unidade para os fertilizantes básicos. Para o milho e a soja os coeficientes, embora continuem acima da unidade, diminuíram consideravelmente quando comparado com a análise por elo. Os valores para o frango são maiores que os encontrados anteriormente e acima da unidade.

Tabela 9. Coeficientes de curto prazo do VEC - petróleo (PETRO), sulfato de amônio (SA), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP), milho, soja e frango e as variáveis de controle câmbio, eleição e crise.

	D(SA)	D(FRANGO)	D(SFS)	D(MILHO)	D(CP)	D(SOJA)
D(SA (-1))	0,004 (0,084)	-0,050 (0,126)	0,002 (0,086)	-0,069 (0,145)	-0,081 (0,076)	0,196 (0,132)
D(SA (-2))	-0,047 (0,084)	-0,038 (0,126)	0,098 (0,086)	0,345* (0,145)	0,089 (0,076)	0,130 (0,132)
D(FRANGO (-1))	0,076 (0,047)	0,366* (0,071)	0,054 (0,048)	0,122 (0,082)	0,060 (0,043)	0,064 (0,075)
D(FRANGO (-2))	-0,024 (0,050)	-0,072 (0,075)	-0,061 (0,051)	-0,053 (0,086)	-0,052 (0,045)	-0,224* (0,078)
D(SFS (-1))	0,078 (0,084)	0,189 (0,126)	0,019 (0,086)	0,154 (0,145)	0,151** (0,076)	-0,088 (0,132)
D(SFS (-2))	-0,002 (0,085)	-0,002 (0,128)	-0,108 (0,087)	-0,500* (0,147)	0,132*** (0,078)	-0,215 (0,135)
D(MILHO (-1))	-0,046 (0,045)	0,074 (0,068)	-0,011 (0,046)	0,440* (0,078)	0,046 (0,041)	0,104 (0,071)
D(MILHO (-2))	0,011	0,003	-0,077	-0,085	-0,047	0,049

	(0,047)	(0,070)	(0,048)	(0,080)	(0,042)	(0,073)
D(PETRO (-1))	0,056**	-0,033	0,059**	-0,028	0,050**	-0,022
	(0,028)	(0,042)	(0,028)	(0,048)	(0,025)	(0,044)
D(PETRO (-2))	0,063*	0,002	0,002*	0,010	0,015	0,012
	(0,027)	(0,041)	(0,028)	(0,047)	(0,025)	(0,043)
D(CP (-1))	0,070	-0,085	0,284*	0,148	-0,033	0,307**
	(0,094)	(0,141)	(0,096)	(0,162)	(0,085)	(0,148)
D(CP (-2))	-0,029	0,102	0,193**	0,125	-0,101	-0,034
	(0,092)	(0,138)	(0,094)	(0,159)	(0,083)	(0,145)
D(SOJA (-1))	-0,026	-0,046	-0,010	-0,024	0,037	0,375*
	(0,050)	(0,074)	(0,051)	(0,085)	(0,045)	(0,078)
D(SOJA (-2))	0,051	-0,007	0,024	-0,026	0,033	-0,068
	(0,049)	(0,073)	(0,050)	(0,084)	(0,044)	(0,077)
C	-0,017	0,029	-0,027*	-0,007	-0,020*	0,017
	(0,010)	(0,015)	(0,010)	(0,017)	(0,009)	(0,016)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente. O valor entre parênteses refere-se ao desvio padrão do parâmetro estimado.

Os procedimentos até aqui realizados foram úteis para determinar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. No entanto, Engler e Granger (1987) demonstraram que, embora havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis não estacionárias, é possível também que ocorra algum desequilíbrio de curto prazo. A estimação do grau de ajuste dos termos de correção de erro (ECT) mede a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo (Tabela 9).

Referente aos parâmetros de curto prazo nota-se que o petróleo apresenta coeficientes significativos para os três fertilizantes básicos, no entanto, os valores ao redor de 5% indicam que os desequilíbrios transitórios nos preços dos fertilizantes básicos são corrigidos lentamente pelo petróleo, portanto o retorno desses mercados para a situação de equilíbrio de longo prazo é relativamente demorada. Também se observa a existência de coeficientes significativos entre os fertilizantes básicos (o CP para a SFS e o SFS para o CP), nesse caso o valor dos coeficientes são relativamente maiores, indicando um ajuste mais rápido em direção a uma situação de equilíbrio de longo prazo. Os grãos não se mostram significativos para o ajuste de longo prazo dos fertilizantes básicos.

No caso dos grãos, alguns fertilizantes básicos apresentam coeficientes significativos (o SFS e o SA para o milho e o CP para a soja). Em ambos os casos o grau de ajuste do mercado de grãos é consideravelmente alto, uma vez que os valores são superiores a 30% a cada período. Além disso, para o milho, a soja e o frango, seus valores defasados (-1) também são significativos, a taxa ao redor dos 40% a cada período, implica que o retorno desses mercados para a situação de equilíbrio de longo prazo é relativamente alta. Esses resultados corroboram a inexistência de sazonalidade encontrado na seção inicial desse artigo, principalmente nos preços do milho, soja, mostrando que o grau de ajuste é relativamente alto.

Em relação das variáveis *dummies*, se observa que a mudança de regime cambial foi significativo para os preços do petróleo (1%), frango (5%) e cloreto de potássio (5%). O período eleitoral de 2002 foi significativo para o milho (5%) e a soja (1%). E a crise de 2008 foi significativo para o sulfato de amônio (10%), petróleo (1%), superfosfato simples (1%) e cloreto de potássio (5%), não tendo valores significativos para os produtos agrícolas.

Em relação ao teste de causalidade de Granger efetuado com todas as séries em conjunto, na Tabela 10 observa-se que no curto prazo, houve apenas um tipo de causalidade de forma bidirecional, entre superfosfato simples e o cloreto de potássio. Em outras palavras, no curto prazo, qualquer choque no superfosfato simples afeta o cloreto de potássio e vice versa. O petróleo apresenta apenas uma causalidade no sentido de Granger em relação ao sulfato de amônio. Em relação ao frango, não é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de causalidade, dessa forma conclui-se que variações nas demais variáveis não afetam os preços do frango no curto prazo. Entretanto, há uma relação causal no sentido do frango para a soja. Por fim, se identificou a existência de causalidade no sentido de Granger do sulfato de amônio e superfosfato simples em relação ao milho.

Tabela 10. Teste de causalidade de curto e longo prazo baseado no VEC - petróleo (PETRO), sulfato de amônio (SA), superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (CP).

Variável independente	Relação de curto prazo ^a					
	Variável dependente					
	SA	FRANGO	SFS	MILHO	CP	SOJA
SA	---	0,8843	0,518	0,0506***	0,2814	0,2097
FRANGO	0,2637	---	0,2963	0,2934	0,2241	0,0143**
SFS	0,6442	0,3167	---	0,001*	0,049**	0,2486
MILHO	0,5987	0,5325	0,226	---	0,3579	0,2159
PETRO	0,018**	0,7182	0,1054	0,8032	0,1395	0,8246
CP	0,6851	0,5768	0,0036*	0,5381	---	0,0978*
SOJA	0,5566	0,7999	0,8899	0,8884	0,4372	---
	Relação de longo prazo ^b					
ECT1	-0,034***	-0,0688**	0,0198	-0,0439	0,0143	-0,0485
ECT2	0,0055	0,0571*	-0,0139	0,0280	-0,0309*	0,0198

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: a: corresponde ao p-valor de teste VEC Granger Causality; b: coeficiente do termo de correção de erro; *, **, *** Significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Referente à relação causal de longo prazo, verificado por meio dos coeficientes ECTs pode-se concluir que há causalidade de longo prazo entre os termos de correção de erro e as variáveis, exceto para o superfosfato simples, milho e soja que não apresentaram significância com nenhum termo de correção de erros. Para as demais variáveis, esses resultados sugerem que as variáveis se ajustam para atingir sua trajetória de longo prazo.

Ao final da análise completa, se observa que não há mudanças relevantes quando comparado com a análise por elo.

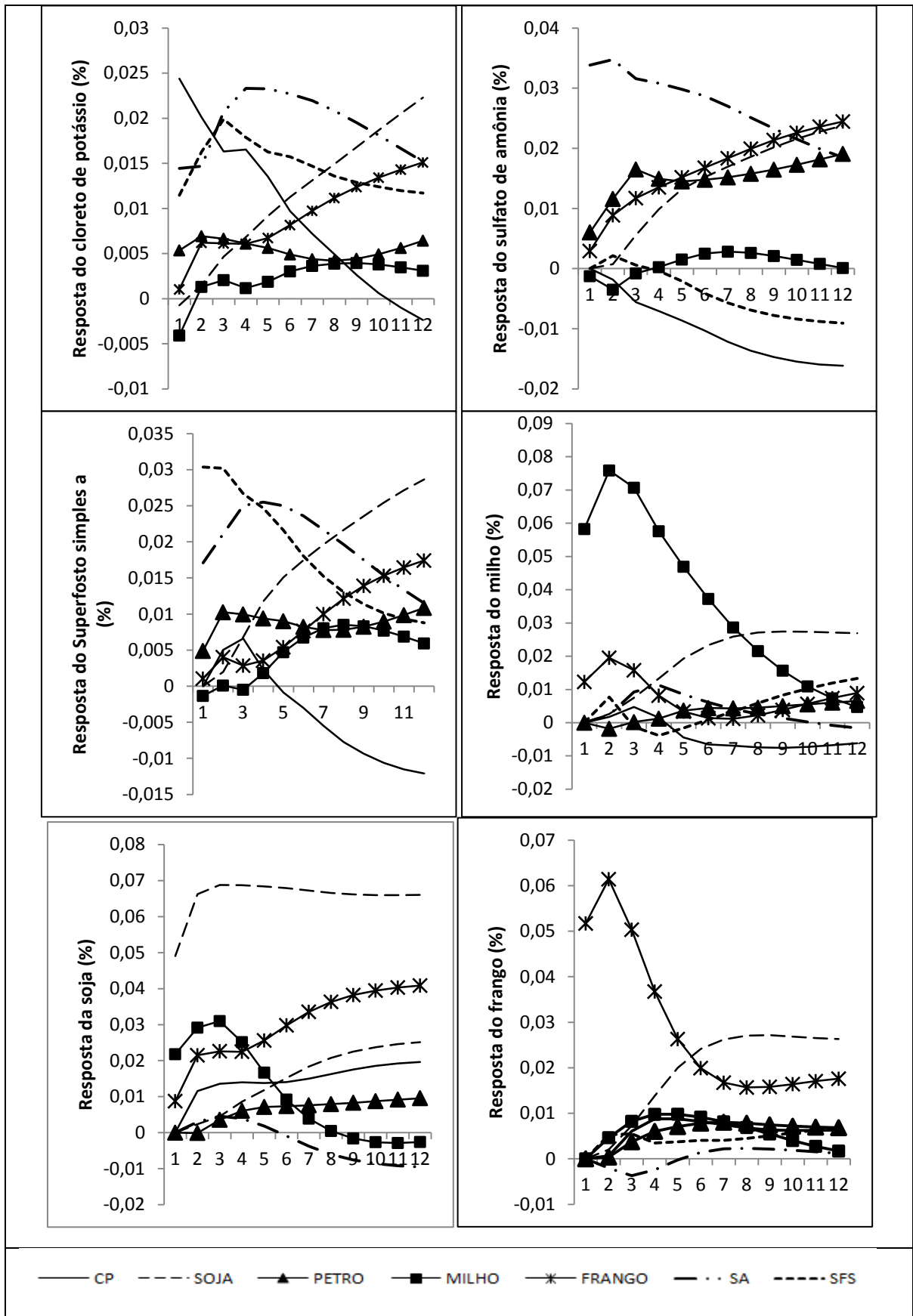


Figura 2. Função impulso

Baseado no modelo VEC estimado é comum sumarizar os resultados por meio da função impulso resposta, que retrata como uma variável responde, *ceteris paribus*, a um choque em outra variável. O resultado desta análise pode ser observado na Figura 4, que em linhas gerais demonstra que a reação dos preços frente a um choque não antecipado no preço das demais variáveis é predominantemente positiva. Observa-se também que os impactos são pouco expressivos, se concentrando ao redor de 3%.

CONCLUSÕES

O objetivo desse trabalho foi avaliar as relações de curto e longo prazo entre elos sucessivos de cadeias produtivas nas condições comerciais brasileiras. Os resultados das análises demonstraram que o petróleo tem efeitos significativos na equação de cointegração de longo prazo tanto dos fertilizantes básicos, quanto na produção de grãos e carne. Os fertilizantes básicos também apresentaram coeficientes significativos para os grãos e frango, assim como os coeficientes dos grãos foram significativos para os fertilizantes básicos. Todas as variáveis apresentam coeficientes significativos na equação de cointegração do frango.

Referente aos coeficientes de curto prazo observa-se que o grau de ajuste é lento, sendo que os desequilíbrios são corrigidos predominantemente à taxas inferiores a 10% em cada período.

A função impulso resposta revelou que o preço das variáveis responde, na ampla maioria dos casos, de maneira positiva diante de choques não antecipados no preço das demais variáveis. No entanto, os choques são de baixo impacto, girando ao redor de 3%. Em alguns casos os impactos mantêm trajetória crescente ao longo de todo o período de análise, enquanto que em outros os valores retornam próximos dos valores iniciais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGROSTAT; **Exportação**. 2013.
<http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>. Acessado em: Fev/2013.
- BAFFES, J.; Oil Spills on Other Commodities. **Resources Policy**, p. 126–34. 2007
- BANCO MUNDIAL. Rising global interest in farmland: Can it yield sustainable and equitable benefits? Washington D.C., 07 de setembro de 2010.
- BRANDÃO, A.S.P.; *Commodities agrícolas e preço do petróleo: uma análise exploratória*. **Anais 48º Congresso Sober**, Belo Horizonte, 2012.
- CHAND, R.; The global food crisis: causes, severity and outlook. **Review Agriculture**, p. 115-122 (Junho) 2008)
- CONAB; **Custos de produção**. 2013. Disponível em:
<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=549&t=2>. Acessado em: Fev/2013.
- DIAS, V.P.; FERNANDES, E.; **Fertilizantes: uma visão global sintética**. BNDS. 2007. Disponível em:
http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/bnset/set2404.pdf. Acessado em: fev/2013

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

FAO; Commodity market review (2009-2010). Roma, 2010.

FAO; **FAO Food Price Index**. Disponível em: <http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/en/>. Acessado em fev/2013.

FAO; **Global food policy report (2011)**. Washington, 2012.

FAO; **Price Volatility in Food and Agricultural Markets: Policy Responses**. 2011

FAOSTAT. **Production**. 2013. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site/291/default.aspx>. Acessado em: Fev/2013

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). *World Agriculture: towards 2015/2030*. Rome, 2002. 97p. Disponível em: www.fao.org/fileadmin/user_upload/esag/docs/y4252e.pdf. Acesso em: Fev/2013

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

IBGE/SIDRA; **Produção agrícola municipal**. 2013. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?ti=1&tf=99999&e=c&p=PA&v=109&z=t&o=11>. Acessado em: Fev/2013.

IEA – Instituto de Economia Agrícola; **Banco de dados**. 2013. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>. Acessado em: fev/2013

IFA - INTERNATIONAL FERTILIZER INDUSTRY ASSOCIATION; **Statistics**. 2013 Disponível: <http://www.fertilizer.org/>. Acessado em: Fev/2013.

IFA- INTERNATIONAL FERTILIZER INDUSTRY ASSOCIATION. **Fertilizers and their use**. 4 ed. Rome, 2000, 34 p. Disponível em: <[tp://ftp.fao.org/agl/agll/docs/fertuse.pdf](http://ftp.fao.org/agl/agll/docs/fertuse.pdf)>. Acesso em 14 jan 2013

IPEADATA. 2013. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acessado em: Fev/2013.

JOHANSEN S.; JUSELIUS K. The full information maximum likelihood procedure for inference in cointegration – with application to the demand of money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v. 52, p. 169-210. 1990

LABORDE, D.; MSANGI, S.; The Story Gets More Complicated; Washington. 2012. Disponível em: <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/oc72a.pdf>. Acessado em 14 jan 2013

LIMA, E.C.R.; A INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS MERCADOS DE FRANGOS E BOVINOS: UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VARESTRUTURAL, 1997. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0501.pdf>. Acessado em 27 jan 2013

MACIEL, W.R.S.; ZAVALA, A.Z.; impacto econômico da variação dos preços do milho e farelo de soja sobre o custo das rações para bovinos no município de Cuiabá mt no período de janeiro2009 a julho2011. **Anais 48º Congresso Sober**, Belo Horizonte, 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. **Anais** 48º Congresso Sober, Belo Horizonte, 2011, p. 1-20

MENEGALDO, J.G.; A importância do milho na vida das pessoas. 2011. Disponível em: <http://www.cpamn.embrapa.br/noticias/noticia.php?id=199>. Acessado em 21 jan 2013

_____. Milho caro reduz a produção de suínos e aves. 2012. Disponível em: <http://www.porkworld.com.br/noticias/post/milho-carro-reduz-producao-de-aves-e-suinos>. Acessado em 22 jan 2013

MINISTÉRIO DA FAZENDA; **Panorama do mercado de fertilizantes**. Disponível em http://www.seae.fazenda.gov.br/destaque/copy_of_cni-premia-estudos-sobre-a-industria-brasileira. Acessado em: fev/20013

MITCHELL, D. **A Note on Rising Food Prices**. Policy Research Working Paper No. 4682. The World Bank, Washington DC. 2008

MME – Ministério de minas e energia; BIRD – Banco internacional para a reconstrução e desenvolvimento. Cadeia de Fertilizantes. Relatório técnico 75. 2009. Disponível em <http://www.mme.gov.br/sgm/galerias/arquivos/plano_duo_decenal/a_transformacao_mineral_no_brasil/P49_RT75_Perfil_dos_Fertilizantes_N-P-K.pdf>. Acesso em 05 de janeiro de 2012.

NICOLELLA, A. C.; DRAGONE, D. S.; BACHA, C. J. C. Determinantes da demanda de fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2002. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 43, n. 1, 2005. p. 81-100.

PEREIRA, C.M.M.A; MELO, M.R.; SANTOS, M.H.; **O agronegócio do frango de corte: um estudo de caso sob a ótica da economia dos custos de transação**. Informações Econômicas, SP, v.37, n.1, jan. 2007. Disponível em: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/revista/tec1-0107.pdf> Acessado em: Fev/2007

PROFETA, G.A.; LIMA, J.E.; Coordenação e transmissão de preços: O caso da cadeia do frango de corte no Brasil. **Anais** 48º Congresso Sober, Belo Horizonte, 2012.

SAGHAIAN, S.H.; The impact of the oil sector on commodity prices: correlation or causation? **Jurnal of Agricultural and Applied Economics** v. 42 nº 3. p. 477-485. (Agosto 2010)

SILVA, M.F.; COSTA, L.M.; A indústria de defensivos agrícolas. 2012. Disponível em: http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/bnset/set3507.pdf. Acessado em 14 jan 2013

TAHERIPOUR, F.; TYNER, W.E.; Ethanol Policy Analysis—What Have We Learned So Far? **Choices** Nova York. p. 6–11. 2008

UBA – União Brasileira de Avicultura. **Relatório Anual 2012**. 2013. Disponível em: <http://www.brazilianchicken.com.br/files/publicacoes/d220421fe22b294a31a584138b5fda95.pdf>. Acessado em: Fev/2013.

VON BRAUN, J., A. AHMAD, K.A. OKYERE, S. FAN, A. GULATI, J. HODDINOTT, ET AL.; **High Food Prices: The What, Who, and How of Proposed Policy Actions**. Washington. International Food Policy Research Institute. 2008. Disponível em: <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/foodpricespolicyaction.pdf>. Acessado em: Ago/2012.

CARLETTI FILHO, Paulo de Tarso. 2005. Divisão de custos e alimento estratégico de uma cadeia de suprimentos integrada verticalmente: o caso do frango brasileiro. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo. Piracicaba: USP. Disponível em: <http://esalqlog.esalq.usp.br/files/biblioteca/arquivo365.pdf>. Acessado em: Fev/2012

ANEXOS

Anexo 1. Teste de sazonalidade das variáveis*.

	PETRO	AS	SFS	CP	MILHO	SOJA	FRANGO
jan	0.8469	0.6485	0.6747	0.6954	0.9219	0.7827	0.6184
fev	0.9209	0.6767	0.7099	0.8109	0.9113	0.6528	0.3719
mar	0.8298	0.7513	0.8435	0.8077	0.7975	0.6010	0.1883
abr	0.8730	0.8180	0.9695	0.8372	0.8024	0.4947	0.1830
mai	0.6977	0.8378	0.9632	0.9037	0.8769	0.5701	0.2309
jun	0.6461	0.8759	0.8802	0.9987	0.8681	0.6968	0.2062
jul	0.5367	0.9036	0.8335	0.9519	0.7974	0.7865	0.2571
ago	0.4592	0.9093	0.8364	0.9714	0.9136	0.8791	0.4390
set	0.4220	0.9699	0.7602	0.9211	0.8521	0.9018	0.8121
out	0.5297	0.8944	0.6856	0.8647	0.7930	0.8261	0.9240
nov	0.8165	0.9866	0.9519	0.9778	0.8293	0.9937	0.9553

* Refere-se ao p-valor.

Anexo 2.A. Teste do traço para cointegração das séries, jul/1994 a dez/2012. (modelo completo)

Hipótese nula ^a	Autovalor	Estatística traço	Valor crítico a 5%	Prob.**
$r = 0^*$	0,259	199,074	150,559	0,000
$r \leq 1^*$	0,187	133,399	117,708	0,004
$r \leq 2$	0,129	88,072	88,804	0,056
$r \leq 3$	0,112	57,715	63,876	0,148
$r \leq 4$	0,065	31,731	42,915	0,403
$r \leq 5$	0,057	17,010	25,872	0,414
$r \leq 6$	0,019	4,234	12,518	0,708

Fonte: Resultado do estudo

Nota: a: Considerou o 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).

Anexo 2.B. Teste do Máximo Autovalor para cointegração das séries, jul/1994 a dez/2012. (modelo completo).

Hipótese nula ^a	Autovalor	Estatística máximo autovalor	Valor crítico a 5%	Prob.**
$r = 0^*$	0,259	65,675	50,600	0,001
$r = 1^*$	0,187	45,327	44,497	0,041
$r = 2$	0,129	30,357	38,331	0,306
$r = 3$	0,112	25,984	32,118	0,233
$r = 4$	0,065	14,721	25,823	0,659
$r = 5$	0,057	12,776	19,387	0,347
$r = 6$	0,019	4,234	12,518	0,708

Fonte: Resultado do estudo

Nota: a: Considerou o 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).

CAPÍTULO 3

COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE OS PREÇOS DE COMODITIES E ENERGIA¹²

Resumo

A elevação dos preços das *commodities* agrícolas é um fenômeno observado nos últimos anos. O aumento do preço do petróleo e o aumento da demanda por biocombustíveis, principalmente o etanol, aparecem entre os motivos apresentados na literatura, por tal realidade. Portanto, o objetivo desse trabalho foi testar a cointegração e causalidade entre os preços de energia e *commodities* agrícolas. Foram utilizados dados de preço mensais de janeiro de 2001 a julho de 2012 do petróleo, etanol, cana, milho e soja. O modelo estimado foi um VEC (1). O etanol apresentou coeficientes significativos nas equações de equilíbrio de longo prazo da soja, milho e cana. Resultados do teste complementar indicam a existência de causalidade entre os preços brasileiros de milho, etanol e soja e americanos de etanol e milho demonstrando a existência de integração entre esses mercados.

Palavras chaves: Petróleo, etanol, soja, milho, causalidade.

Abstract

Rising prices of agricultural commodities is a phenomenon observed in recent years. The increase in oil prices and increased demand for bioconbustíveis, mainly ethanol, appear among the reasons given in the literature for such a reality. Therefore, the aim of this study was to test the cointegration and causality between prices of energy and agricultural commodities. We used monthly price data from January 2001 to July 2012 oil, ethanol, sugarcane, corn and soybeans. The model estimated was a VEC (1). Ethanol had significant coefficients in the equations of long-term equilibrium of soybeans, corn and sugarcane. Additional test results indicate the existence of causality between Brazilian prices of corn ethanol and soy and American corn ethanol and demonstrating the existence of integration between these markets.

Keywords: Oil, ethanol, soybean, corn, causality

¹² Submetido para a revista Nova Economia.

INTRODUÇÃO

Os preços das commodities agrícolas são altamente influenciados pelo mercado e afetam de maneira decisiva a renda e a balança comercial do agronegócio que, por sua vez, tem expressiva participação no PIB brasileiro, em 2011 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, se observa, nos últimos anos, o aumento real dos preços da grande 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, se observa altas motivadas pelo crescimento da população mundial, aumento do poder de consumo nos países em desenvolvimento, principalmente na China e Índia, e aumento da demanda por atividades agrícolas destinadas à produção de bioenergia (FAO, 2012; 2011; 2010; Brandão, 2012). Do lado da oferta há reduções 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); Saghalian (2010); Margarido (2011)).

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

Outro efeito do aumento dos preços do petróleo nos preços agrícolas se dá via utilização das áreas agrícolas com culturas apropriadas à produção de fontes alternativas de

energia, a exemplo, da cana de açúcar no Brasil e o milho nos Estados Unidos. A expansão da área cultivada com produtos destinados a 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 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 na presença de volatilidade *spillover*, que é a transmissão de impulsos comerciais entre os mercados (Cunha (2008); Santos et al. (2010); Serra et al. (2010); Bellinghini et al. (2011); Caldarelli e Bacchi (2012)). O Brasil tem grande inserção no mercado internacional de produtos agrícolas, dado que é grande 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 as elasticidades 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 (2012); Zhang et al. (2009) e Shagaian (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 produtos agrícolas tornam-

se cada vez mais importantes. Embora muito já tenha sido feito a nível nacional como os trabalhos de Santos et al. (2007), Serra et al. (2009), Santos et al. (2010), 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, objetivou-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. Procurou-se examinar de que forma choques no preço do petróleo e etanol influenciam os preços das *commodities* agrícolas. A hipótese do estudo é que movimentos positivos dos preços das *commodities* energéticas precedem e geram efeitos positivos nos preços das *commodities* agrícolas.

REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção se dedica a apresentação do cenário do setor de energia e 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 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 (Figura 1) estimado pela Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO) com base na média ponderada dos seguintes grupos: carnes (frango, bovina, suína e ovina); 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 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.

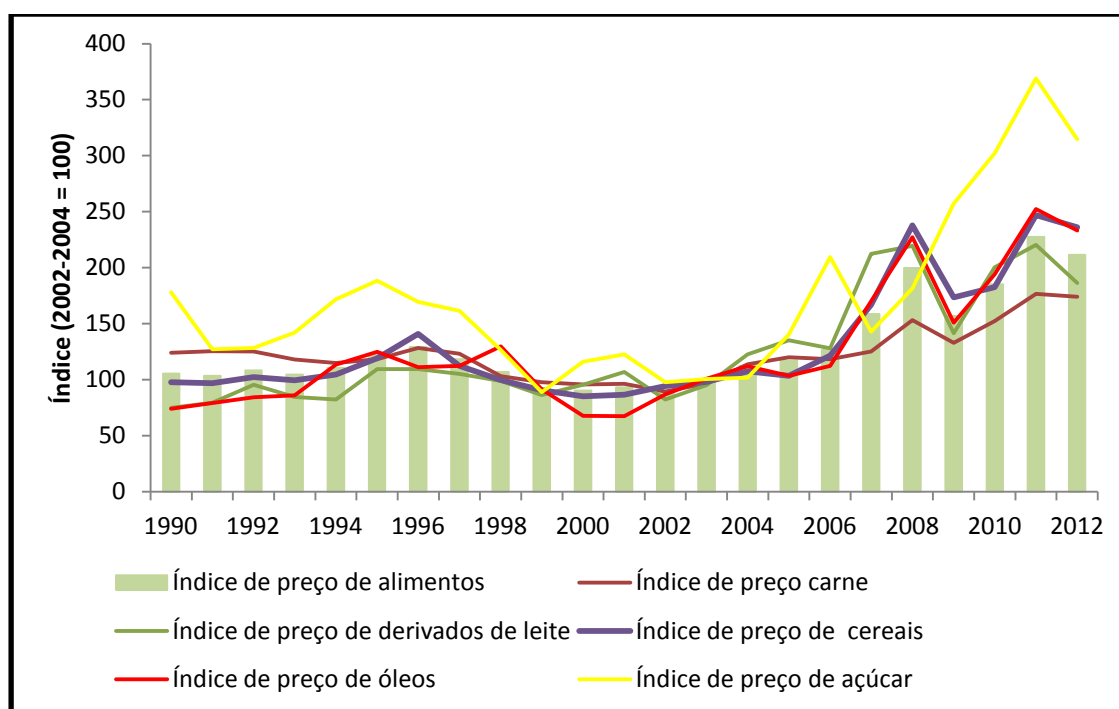


Figura 1. Índice internacional de preços de alimentos, 1990 - 2012.
Fonte: Adaptado da FAO (2012).

Como apresentado na seção introdutória, dentre os fatores que contribuem para a elevação dos preços das *commodities* agrícolas e, conseqüentemente, na elevação dos preços dos alimentos, podem ser citados o crescimento da demanda mundial impulsionado pelo aumento da população mundial 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, aumentos do preços do petróleo e expansão dos biocombustíveis (FAO (2012, 2011, 2010); Brandão (2012)); .

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

Dentre os trabalhos que estudaram as relações entre os preços do petróleo e *commodities agrícolas*, Chand (2008) analisou a crise global dos alimentos e afirma que cerca da metade dos aumentos nos preços globais dos alimentos é atribuído a aumentos nos preços do petróleo, ocorridos a partir de 2004. Conforme esse autor, o fator primordial na crise de alimentos é o aumento dos preços resultantes tanto da substituição de áreas cultivadas com produtos não alimentícios (bionergia) 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 nestes produtos são transmitidos para os preços das *commodities* agrícolas. Pelo fato do preço do petróleo ter demonstrado volatilidade nos últimos anos, há claramente o potencial de esta volatilidade se espalhar para os preços das *commodities* (FAO, 2012); Von Braun *et al.* (2008).

Neste sentido, Mitchell (2008) afirma 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) afirma que mudanças de preços de *commodities* energéticas e petróleo têm sido altamente repassados para *commodities* alimentares e fertilizantes. Estudo realizado por Saghaian (2010) nas condições norte americanas, observou que há alta correlação entre as séries de preços do petróleo e *commodities* agrícolas, como o milho, a soja e o trigo. A presença de transmissão entre o petróleo e o milho, importante *commoditie* utilizada na alimentação humana, animal e produção de etanol, foi verificada nos trabalhos de Taheripourand & Tyner (2008); Du *et al.* (2009); Harri e Darren (2009).

O petróleo apresenta também um efeito indireto sobre os produtos agrícolas, pois o aumento 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 aumento nos preços do arroz, da soja e do trigo, pois muitos produtores direcionaram a produção agrícola para o milho. Rosegrant (2008) mostrou que 30% do aumento dos preços dos grãos são resultantes do aumento da demanda por biocombustíveis. 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, fontes alternativas de energia, e demais *commodities* agrícolas. Como o mercado desses produtos é altamente dinâmico a 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, intensificou-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 (Figura 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 interno, mas da interação das condições nacionais e internacionais.

A intensificação das relações internacionais entre os países deriva 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 apresentam interdependência entre os preços ao longo do tempo. A integração, então, pode ser vista como uma medida do grau em que choques de demanda e de oferta 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, Estados Unidos e 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 CBOT¹³. 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.

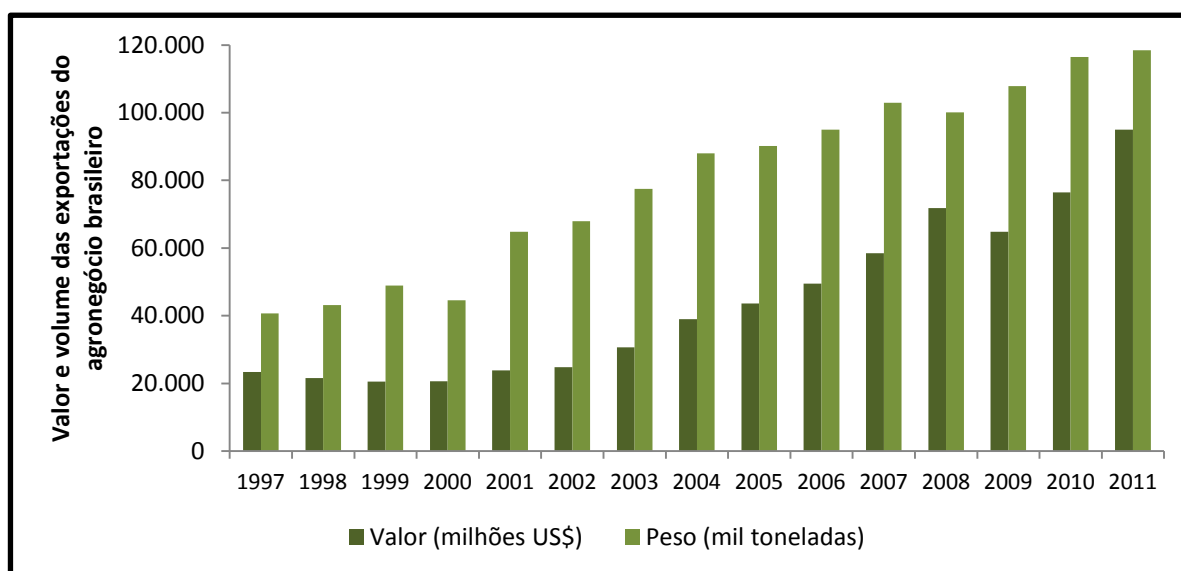


Figura 2. Valor e volume das exportações do agronegócio brasileiro de 1997 a 2012.

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

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

¹³ Bolsa de valores de Chicago

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. (2010) demonstram também que a integração não ocorre apenas entre mercados, mas também entre distintos produtos agrícolas.

Tabela 1. Listagem de trabalhos.

Autor	Período	Produto	Conclusões
Caldarelli e Bacchi (2012)	1967 a 2008	Milho	Existência de interação entre o mercado interno e 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 co-integração entre os preços da soja nos mercados brasileiro e norteamericano.
Serra et al. (2010)	2000 a 2008	Petróleo etanol e açúcar	Aumento nos níveis de preços do petróleo aumenta 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 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.

A cointegração entre commodities agrícolas

Produtos agropecuários apresentam natureza de substituição e/ou complementaridade durante as fases de produção e consumo. Em virtude disto, 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 Shagaian (2010). Este autor concluiu para o mercado norte americano que há relação de causalidade de Granger uni e bidirecional entre os preços do etanol, milho, soja e trigo.

Embora os estudos que evidenciam a integração entre as *commodities* agrícolas no Brasil sejam mais escassos do que a nível 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 e 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 a partir de estudos empíricos que o aumento no preço do petróleo é transmitido para o preço dos produtos agrícolas. A causa deste efeito se dá pela relação insumo – produto existente nestes 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, o que acarreta no aumento da demanda por produtos agrícolas como soja, milho e cana-de-açúcar. Como a nível da produção agrícola estes produtos competem por área, a elevação da demanda aumenta o grau de integração entre seus preços. Somado a isto, têm-se a integração dos mercados globais decorrente da ascensão das relações comerciais entre os países.

METODOLOGIA

Para estudar as relações entre os preços das *commodities* energéticas e *commodities* agrícolas, este trabalho teve como objeto as séries nominais de preços de petróleo, etanol, cana de açúcar, milho e soja no mercado brasileiro. Os dados foram coletados mensalmente de janeiro de 2000 a junho de 2012, pois não se obteve dados de etanol anterior a 2000, sendo essa uma das principais limitações do artigo.

Uma segunda seção trata das relações de causalidade entre os preços brasileiros de etanol e milho e os preços americanos de soja e milho. As variáveis utilizadas neste estudo estão sumarizadas no Quadro 1. 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 coletado no IPEADATA. A análise econométrica foi realizada com o auxílio do programa Eviews 7.

Quadro 1. Apresentação das variáveis utilizadas nesse estudo.

Variável	Descrição	Local de coleta
PETRO	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

O modelo desse estudo foi construído sobre a literatura existente e segue a seguinte estrutura: primeiro incluiu-se dados mensais das variáveis. 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, 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 teste de cointegração de Johansen é baseado em dois testes, estatística do traço ($\lambda_{traço}$) e a estatística da máxima (λ_{max}), que apresentam a forma reduzida como segue na Equações 1 e 2:

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

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

Onde T é o número de observações usadas no ajustamento e λ_i é a i -ésima raiz característica de Π (matriz $n \times n$). O teste do traço verifica a hipótese de que existem, no máximo, r vetores cointegrantes, enquanto o teste do máximo autovalor, por sua vez, testa a hipótese nula de que há r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $(r+1)$.

De posse dos resultados do teste de cointegração foi construído um Vetor Auto-Regressivo (VAR) caso não existam vetores cointegrante, 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. Por fim, a realização do teste de causalidade de Granger¹⁴ (conforme Equação 5) e a função impulso resposta. Nos modelos estimados priorizou-se a inexistência

¹⁴ Na existência de vetores cointegrante o teste de causalidade de Granger deve ser baseado no modelo VEC estimado.

de autocorrelação dos resíduos, a qual foi verificada até a 12º defasagem com auxílio do teste de Ljung-Box.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{nr})/m}{SQR_{nr}/(n - k)} \quad (4)$$

Onde Y_t representa um vetor de variáveis endógenas, X_t é o vetor de variáveis endógenas e $A_1 \dots A_n$ não os coeficientes obtidos para as variáveis endógenas e B é o coeficiente da variável exógena.

O número de defasagens a ser usada 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). Como se tratou de séries de preços agrícolas suspeitou-se que poderia existir sazonalidade, nesse caso, procedeu-se ao exame de sazonalidade por meio do método de regressão simples, com a inserção de 11 variáveis *dummies*.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os Testes de Adequabilidade dos Modelos

A análise de correlação e causalidade entre as séries objetos desse estudo inicia com os testes de estacionariedade, por meio da verificação de existência de raiz unitária. Em uma série não estacionaria, a média e a variância apresentam dependência temporal, o que acarreta em erros de estimação. Conforme análise realizada com auxílio dos testes Aumentado de Dickey Fuller e Phillips Perron e apresentada na Tabela 2, as séries em nível são não estacionárias. Porém, quando tomadas em primeira diferença tornam-se estacionárias, ou seja, a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada ao nível de 1% de significância. A

verificação da existência de sazonalidade por meio da inclusão de variáveis *dummies* revelou que as séries são não sazonais. Normalmente se espera que séries de preços agrícolas sejam sazonais, dada as variações de oferta nos períodos de safra e entre safra. Uma das hipóteses para justificar essa condição é o aumento da capacidade de estocagem de produtos, assim ocorre uma regulação da oferta ao longo do ano.

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

Variáveis	ADF ^a			DF-GLS ^b		
	Nível	1 ^o diferença	t crítico ^c	Nível	1 ^o diferença	t crítico ^c
PETRO	-1,93	-12,30	-3,47	-0,09	-11,35	-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.

As séries apresentadas acima se caracterizam como integradas de ordem um $I(1)$. Portanto, é possível que existam relações que estabeleçam um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, indicado pela presença de vetores cointegrantes no teste de cointegração de Johansen (1990; 1992). O modelo VAR especificado apresentou uma defasagem.

Uma vez determinado o número de defasagem do modelo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen para verificar a existência de vetores cointegrantes. Na Tabela 3 o valor crítico menor que a estatística calculada para o teste do traço aponta para a rejeição da hipótese nula de nenhum vetor cointegrante. Já a hipótese de no máximo um vetor não pode ser rejeitada, indicando que existe um vetor de cointegração entre as variáveis do modelo.

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.**
$r = 0^*$	0,207	93,381	88,804	0,022
$r \leq 1$	0,180	59,341	63,876	0,114
$r \leq 2$	0,082	30,231	42,915	0,489
$r \leq 3$	0,079	17,662	25,872	0,367
$r \leq 4$	0,037	5,550	12,518	0,520

Fonte: Resultados da pesquisa

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

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.

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.**
$r = 0^*$	0,294	51,559	38,331	0,001
$r = 1$	0,168	27,261	32,118	0,175
$r = 2$	0,103	16,118	25,823	0,534
$r = 3$	0,072	11,009	19,387	0,512
$r = 4$	0,035	5,254	12,518	0,560

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a: Considerou o 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).

Portanto, de acordo com os dois testes, existe um vetor de cointegração que estabelece uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas. A partir dessa constatação foi estimado o vetor de correção de erro – VEC (1) e normalizado para todas as variáveis do modelo (Tabela 5), exceto para o petróleo, pois se acredita que este atue apenas como variável explicativa, não sendo predita pelas demais.

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

colocadas antes das variáveis mais endógenas, conforme a ordem que aparece para cada variável.

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 quase que proporcionalmente, em torno de 92,4%, para o preço da cana mostrando que a relação é elástica. O mesmo ocorre com as variações no preço da cana que são transferidas para o etanol, um pouco acima da unidade. A cana de açúcar é matéria prima para a produção de dois importantes produtos, o açúcar e o etanol, diferente da soja, onde seus principais derivados, farelo e óleo, apresentam uma relação produto-subproduto, pois o farelo é um subproduto da extração do óleo e a cana ou é destinada para a produção de açúcar, ou para a produção de etanol. Portanto, as variações no preço da cana podem originar-se da valorização/desvalorização tanto do etanol quanto do açúcar. O valor de 1,08% mostra que essas variações são repassadas mais que proporcionalmente para o preço do etanol, justamente pela flexibilidade de produção entre esses dois produtos, uma vez que, aproximadamente, 82,37% da moagem são realizadas em unidades mistas (Conab 2012).

O petróleo não apresentou valores significativos para nenhuma das variáveis do modelo. Esse resultado surpreende, pois era esperado que variações no preço do petróleo acarretassem variações nos preços dos demais produtos. Da mesma forma, a relação não significativa entre os preços do milho e da soja é curiosa, pois no curto prazo (dentro de um ano agrícola) o aumento no preço da soja é geralmente acompanhado pela redução da área cultivada com milho, conseqüentemente pelo aumento do próprio preço do milho.

Tabela 5. Vetor de cointegração normalizado para cada variável do modelo.

CANA	C	SOJA	MILHO	ETANOL	PETROLEO	TEND
1,000	-4,642	0,115 (0,185)	-0,014 (0,145)	-0,924* (0,128)	0,146 (0,119)	-0,003*** (0,002)
ETANOL	C	SOJA	PETROLEO	MILHO	CANA	TEND
1,000	5,023	-0,125 (0,211)	-0,158 (0,129)	0,015 (0,155)	-1,082* (0,170)	0,004 (0,003)
MILHO	C	PETROLEO	ETANOL	CANA	SOJA	TEND
1,000	338,930	-10,64 (7,690)	67,47* (9,948)	-73,02* (12,411)	-8,421 (11,010)	0,242 (0,159)
SOJA	C	PETROLEO	MILHO	CANA	ETANOL	TEND
1,000	-40,248	1,264 (0,998)	-0,119 (0,952)	8,671* (1,368)	-8,012* (1,174)	-0,029* (0,012)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *Estatisticamente significativo ao nível de 1%. O valor entre parênteses refere-se ao desvio padrão do parâmetro estimado.

De outro lado, observa-se que no longo prazo há relações significativas de equilíbrio entre os preços da cana e do etanol com os preços do milho e da soja. Embora, a princípio, essas relações pareçam estranhas é possível que tais resultados possam estar refletindo as condições comerciais externas, já que no mercado interno tais *commodities* não apresentam relação de substitutibilidade ou complementariedade.

A expectativa é que a relação significativa encontrada mostre que variações de preços no mercado americano de milho (principal fonte de álcool nos EUA) ou do álcool (um dos principais destinos do milho nos EUA) se propagam para o mercado brasileiro de etanol e/ou 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, (2012). Essa hipótese será testada mais adiante neste trabalho.

Além das relações de equilíbrio de longo prazo, podem ocorrer desequilíbrios de curto prazo conforme os coeficientes do VEC, apresentados na Tabela 6.

Tabela 6. Coeficientes do VEC

Variáveis explicativas	Variáveis explicadas			
	D(CANA)	D(SOJA)	D(MILHO)	D(ETANOL)
D(CANA (-1))	0,023 (0,091)	-0,044 (0,048)	-0,049 (0,059)	-0,134 (0,092)
D(SOJA (-1))	-0,071 (0,169)	0,322* (0,089)	0,135 (0,110)	-0,025 (0,173)
D(MILHO (-1))	0,065 (0,133)	0,061 (0,070)	0,303* (0,086)	-0,060 (0,135)
D(ETANOL (-1))	-0,156** (0,073)	-0,091* (0,039)	0,008*** (0,048)	0,256* (0,075)
D(PETROLEO (-1))	0,209* (0,086)	0,001 (0,045)	0,001 (0,056)	0,035 (0,087)
C	-0,001 (0,032)	0,016 (0,017)	0,006 (0,021)	0,077* (0,033)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: variáveis em primeira diferença. * Valores significativos a 1%; ** Valores significativos a 5%; *** Valores significativos a 10%.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, a cana foi o único produto no qual o próprio valor defasado não contribui para a correção dos desequilíbrios de preços. Tal fato reforça a relevância dos seus derivados para a formação do preço, uma vez que o etanol contribui com mais de 15% dos desequilíbrios transitórios no preço da cana a cada período. Outro elemento que contribui significativamente para o retorno do mercado da cana para a situação de equilíbrio é o mercado de petróleo. Isto 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 das movimentações dos seus próprios preços defasados e da taxa de câmbio. Por sua vez, os desequilíbrios de curto prazo do milho e da soja são corrigidos pelos próprios preços defasados e pela contribuição do mercado de etanol. Obviamente, como já apresentado para os ajustes de longo prazo, a contribuição do etanol para os ajustes do milho e da soja no caso brasileiro não se dá por razões espúrias, e sim por resultado da integração dos mercados brasileiro e norte americano de milho e soja. Nesse ponto, é possível verificar o entrelaçamento entre os mercados de alimentos e bioenergia a nível mundial. Tal fato já havia sido constatado por outros autores,

como Margarido et al., (2011) e Christofolletti et al. (2012). Com demanda crescente a nível mundial e escassez de área agrícola (principalmente nos Estados Unidos) para a produção de alimentos e energia, resultante do aumento da demanda por biocombustíveis, há uma pressão generalizada nos preços dos alimentos, o que gera vasos comunicantes que interligam os mercados de alimentos e energia.

As relações de causalidade de curto prazo verificadas por meio do teste de causalidade de Granger (Tabela 7) foram pouco significativas. Apenas o petróleo causa a cana no sentido de Granger e a cana tem relação de causalidade com a soja. Não se verificou a presença de bicausalidade em nenhum caso. No entanto, seria de se esperar que variações no preço de petróleo, promovessem variações significativas nos preços dos demais produtos, pois o petróleo entra como insumo na produção agrícola. A não significância pode estar refletindo as características intrínsecas da produção agrícola que, segundo Nerlove (1958), existe certa impossibilidade da produção agrícola e, conseqüentemente, dos preços se ajustarem a variações nos preços dos próprios produtos, produtos concorrentes e insumos utilizados na produção agrícola no curto prazo. Os resultados obtidos nessa análise apresentam diferenças em relação aqueles de Saghaian (2010) que encontrou, para o mercado americano, causalidade de Granger do petróleo para o milho e a soja, bem como uma relação bicausal entre as duas commodities agrícolas. A razão é que no teste de causalidade de Granger foi considerado a presença de vetores cointegrantes, ao fazer-se isso os teste se torna mais robusto que se reflete em coeficientes significativos.

Tabela 7. Teste de causalidade baseado no VEC.

Variável Dependente	Curto prazo ^a					Longo prazo ^b	
	Variável Independente					ECT ₁	
	D(CANA)	D(ETANOL)	D(MILHO)	D(PETROLEO)	D(SOJA)	Coef.	D.V
D(CANA)	--	0,1595	0,636	0,0551***	0,2213	-0,105	-0,052
D(ETANOL)	0,1302	--	0,4912	0,9452	0,4112	0,316*	-0,053
D(MILHO)	0,3946	0,4294	--	0,1769	0,1205	0,091*	-0,034
D(SOJA)	0,0931***	0,2958	0,9854	0,3611	--	0,056*	-0,028

Fonte: Resultado da pesquisa.

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

No que concerne à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se por meio do coeficiente ECT, que o mesmo foi significativo a 1%, exceto para a cana onde o grau de significância é levemente superior a 10%. Esses resultados sugerem que no curto prazo o comportamento do etanol, milho, soja e da cana se ajustam para atingir sua trajetória de longo prazo.

Antes de prosseguir com as análises e apresentar a função impulso-resposta entre as cinco séries de preços, 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 integradas de ordem 1 - I(1). O número de defasagem escolhido para o VAR contendo as cinco séries (milho brasileiro, milho americano, soja brasileira, etanol brasileiro e etanol americano) foi de apenas um. O teste de Johansen aponta para a existência de um vetor de cointegração, considerando o modelo 4 do Eviews – intercepto e tendência na equação de cointegração e intercepto no VAR. A Tabela 8 apresenta os valores de curto e longo prazos. Os valores de curto prazo se referem aos valores de teste de causalidade de Granger estimado a partir do VEC, enquanto que os valores de longo prazo são os valores dos coeficientes do vetor de cointegração.

Tabela 8. Teste de causalidade baseado no VEC.

Var. explicada	Curto prazo ^a (variável explicativa)					Longo prazo ^b	
	(CORN)	D(ETHANOL)	D(ETANOL)	D(MILHO)	D(SOJA)	Coef	s.d.
D(CORN)	---	0,2910	0,7828	0,8971	0,1788	-0,019***	0,0117
D(ETHANOL)	0,0195**	---	0,2497	0,3476	0,3166	-0,0760*	0,0195
D(ETANOL)	0,0507***	0,0008*	---	0,0667***	0,2219	-0,0216	0,0211
D(MILHO)	0,0626***	0,2479	0,7870	---	0,1566	0,0277**	0,0125
D(SOJA)	0,0617***	0,1917	0,0582***	0,1609	---	0,0160	0,0167

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%.

O milho americano (corn) não é causado no sentido de Granger por nenhuma das demais variáveis, porém, como esperado, os coeficientes do etanol americano foram significativos a 1% nas relações de curto e longo prazo do vetor de cointegração. O etanol americano (ethanol) é causado apenas pelo milho americano, não recebendo influência dos preços brasileiros. 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 do teste de causalidade de Granger 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 se observa que recebe extravasamentos do etanol brasileiro e do milho americano, reforçando a hipótese de integração tanto entre mercado quanto entre *commodities*.

A existência de um vetor de cointegração e de causalidade no sentido de Granger dos preços americanos em relação aos brasileiros são indicações de que os preços naquele país servem como referência para o mercado interno. Referente aos coeficientes de longo prazo, os resultados apontam que as variáveis tendem a se ajustar para alcançar seu valor de equilíbrio, embora esse ajuste ocorra de forma lenta, uma vez que o valor de ajuste não alcançou duas casas para nenhuma variável.

A Figura 3 apresenta a função impulso resposta das variáveis do modelo. Observa-se que os choques promovem, na grande maioria, reações positivas, o que é esperado devido às relações insumos/produtos ou de substitutibilidade entre as variáveis. As reações das variáveis após um choque no seu próprio preço foram persistentes, exceto para a cana e etanol, que apresentam grandes impactos inicialmente e quedas bruscas nos períodos subsequentes até se estabilizarem entre cinco a seis meses após o choque inicial.

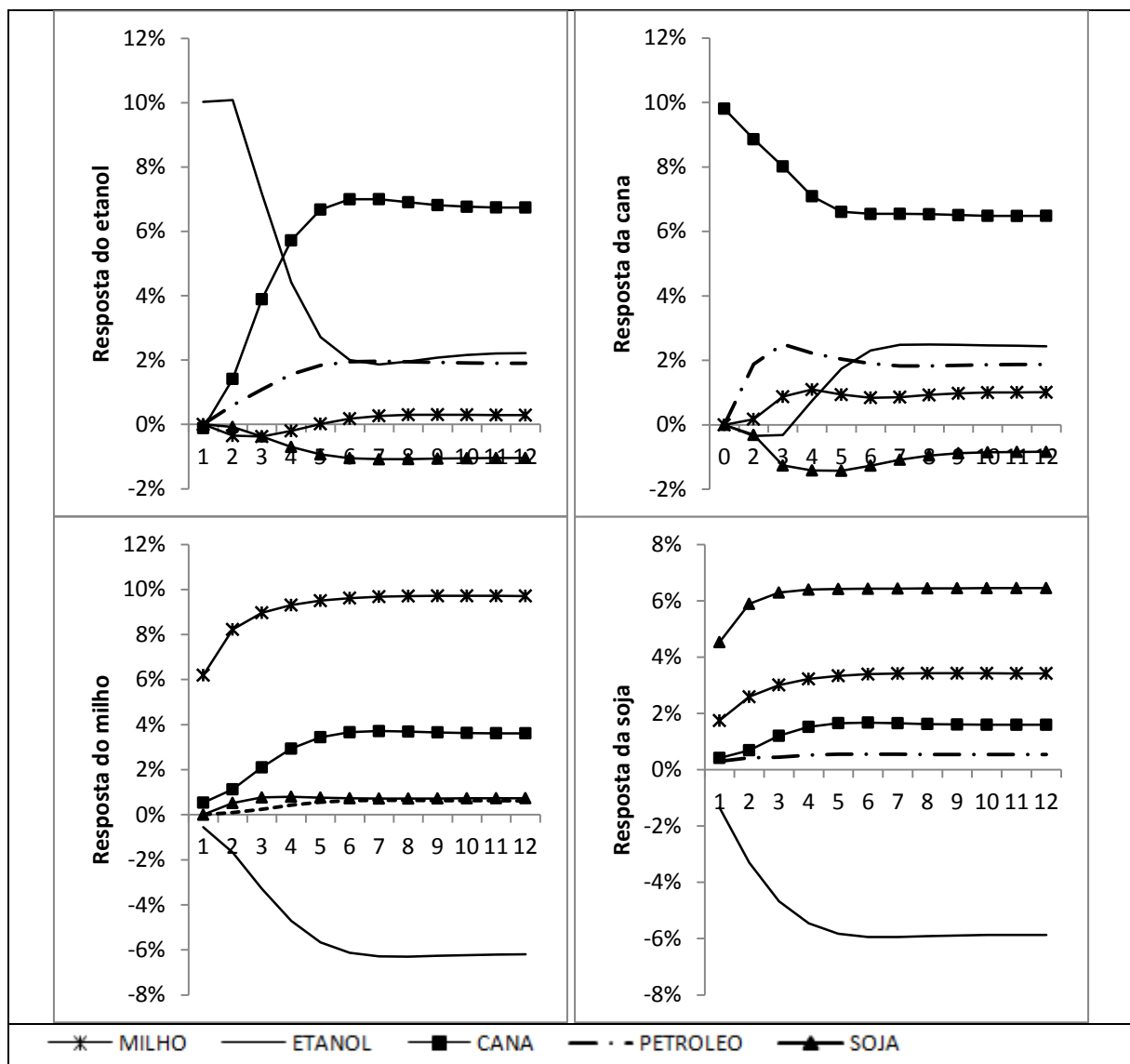


Figura 3. Função impulso resposta das variáveis no modelo frente a choques não esperados nas demais variáveis.

Diante dos resultados obtidos até aqui, quanto ao Vetor de Correção de Erros e da causalidade de Granger, há forte evidências de que os preços das *commodities* agrícolas não

respondem às variações dos preços do petróleo. Este resultado também é confirmado pela função impulso-resposta, cujo resultado geral aponta para reações fracas das variáveis dependentes frente a choques nos preços das demais variáveis.

CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi estudar empiricamente o relacionamento entre as *commodities* energéticas (petróleo e etanol) e as *commodities* agrícolas cana, milho e soja. Pelos resultados obtidos fica evidenciado que se para o mercado brasileiro os preços das *commodities* energéticas exercem impactos nos preços das *commodities* agrícolas, estes impactos são apenas marginais. Portanto, a hipótese que movimentos positivos dos preços das *commodities* energéticas precedem e geram efeitos positivos nos preços das *commodities* agrícolas é rejeitada.

Se há entrelaçamento entre os mercados agrícolas e de energia no Brasil, isto é fundamentalmente visível nos casos dos mercados do etanol em relação aos mercados da cana de açúcar, da soja e do milho. A relação etanol - cana de açúcar no caso brasileiro é óbvia e não carece de maiores reflexões, mas este não é o caso da relação etanol com milho e soja. Isto ocorre devido a inserção do Brasil no mercado internacional, o que confere um caráter de mercado único entre Brasil e Estados Unidos. Assim, os preços do milho, da soja e do etanol no mercado brasileiro são precedidos pelos movimentos ocorridos no mercado americano de milho e etanol. Ou seja, estes preços causam no sentido de Granger os preços do milho, da soja e do etanol no mercado brasileiro, mesmo que o etanol neste país não seja obtido a partir do milho.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- BAFFES, J.; Oil Spills on Other Commodities. **Resources Policy**. p. 126–34. 2007
- BELLINGHINI, D.F.; BELLINGHINI, P.V.M.D.. WALDEMAR ANTONIO DA ROCHA DE 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 conferencia 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. **Anais 48º Congresso Sober**, Belo Horizonte, 2012.
- CALDARELLI, C.E; BACCHI, M.P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova Economia** v. 22 nº. 1) p. 141-164. 2012
- CEPEA; **PIB Agronegócio**. 2013. Disponível em: <http://cepea.esalq.usp.br/pib/>. Acessado em: mar/2013.
- CHAND, R.; The global food crisis: causes, severity and outlook. **Review Agriculture**, p. 115-122 (Junho) 2008)
- CHRISTOFOLETTI, M.A.M.; SILVA, R.M. DA; Cointegração e Causalidade no Mercado de Soja: Análises para Brasil, China e EUA. In conferencia em gestão de risco e comercialização de commodities. 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 Acessado 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, nº 2 p. 279-305. 2010
- CUNHA, D.A. da. A integração de preços no mercado internacional de café. Dissertação de mestrado. 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.ed>> Acesso em 30 abr.2011
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2 ed. New York: John Wiley 433 p. 1995
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. IN: RAUSSER, G. C.; GARDEN, B. L. (eds.). **Handbook of Agricultural Economics**. Amsterdam: North-Holland Press, 2001. p. 971-1024.
- FAO; Commodity market review (2009-2010). Roma, 2010.
- FAO; **FAO Food Price Index**. Disponível em: <http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/en/>. Acessado em fev/2013.
- FAO; **Global food policy report (2011)**. Washington, 2012. Disponível em: <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/gfpr2012.pdf>. Acessado em: Mar/2013.
- FAO; **Price Volatility in Food and Agricultural Markets: Policy Responses**. 2011

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.; D.L. GOOD.; 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. Dissertação (mestrado) Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Programa de Pós Graduação em Agronegócio. 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-%202012_0.pdf. Acessado 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. **Anais 48º Congresso Sober**, Belo Horizonte, 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. e 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

REFERÊNCIAS

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? **Jurnal of Agricultural and Applied Economics** v. 42 n° 3. p. 477-485. (Agosto) 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: **Anais CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 50. Campo Grande 2010. 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. Londrina, 2007. Anais.... Brasília: SOBER, 2007

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. Londrina, 2007. Anais.... Brasília: SOBER, 2007

SERRA, T.; ZILBERMAN, D., GIL, J. Price volatility in ethanol markets. In 2009 Annual meeting, agricultural and applied economics association. Milwaukee, Wisconsin, Jul. 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, nº 3, p. 69-78. 2003

SOUZA, E.P. de & CAMPOS, A.C. Efeitos de acordos comerciais sobre a integração de preços do algodão nos mercados interno e externo. **Revista de economia e Agronegócio**. v. 7. nº 2. 2009

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**. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Programa de Pós Graduação em Agronegócios. 2003

VON BRAUN, J., A. AHMAD, K.A. OKYERE, S. FAN, A. GULATI, J. HODDINOTT, 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. 2009. Ethanol, Corn, and Soybean Price Relations in a Volatile Vehicle-Fuels Market. **Energies**, v. 2, p. 320–339

CAPÍTULO 4

CONCLUSÕES GERAIS

Nos últimos anos os preços agrícolas têm sofrido aumentos consideráveis. O aumento dos custos de produção e a maior demanda de biocombustíveis aparecem como causas de tais aumentos. Há inúmeros estudos internacionais que tratam destas relações, contudo, no Brasil, a compreensão destas relações carecia de maior profundidade. Dada esta realidade a dissertação que ora apresentamos consistiu de dois estudos que abordam esta temática num contexto empírico para o mercado brasileiro.

No primeiro artigo se objetivou estudar as relações entre os insumos de produção (petróleo e fertilizantes básicos), grãos (milho e soja) e carnes (carne de frango). Já no segundo estudaram-se as relações entre os setores de energia (petróleo e etanol) e *commodities* agrícolas (cana, milho e soja).

Os resultados indicam que variações no preço dos insumos (petróleo e fertilizantes básicos) são repassadas para o preço dos produtos agrícolas (milho, soja, e frango). Esta é a principal conclusão do primeiro artigo.

Nas relações dos setores de energia e *commodities* agrícolas, a principal conclusão diz respeito a influencia do etanol nas variações dos preços do milho e da soja. Indicando que as fontes energéticas podem afetar os preços das *commodities* agrícolas.

Por fim, apesar de as variáveis responderem, na ampla maioria, positivamente à choques na demais variáveis, esse moderados. Não havendo uma regra quanto ao comportamento ao longo no período analisado, em alguns casos o aumento é persistente, ou retornam para próximo dos valores iniciais.

Embora os efeitos significativos dos dois artigos, salienta-se que esses são moderados, alinhados com estudos realizados em outros países.

Outro resultado importante advindo da análise se refere aos efeitos divergentes do petróleo sobre o milho e a soja, que apresentou coeficientes significativos no primeiro estudo e não significativo no segundo estudo. As séries mais curtas utilizadas no segundo estudo são a provável justificativa para tal comportamento.

REFERÊNCIAS

CORREIA, V.H.C.; RAMOS, P. A Precariedade do Transporte Rodoviário Brasileiro para o escoamento da Produção de Soja do Centro-Oeste: situação e perspectivas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. 2010

COSTA, L.M.; SILVA, M.F.; A indústria química e o setor de fertilizantes – BNDS Setorial. 2012. Disponível em:
http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/livro60anos_perspectivas_setoriais/Setorial60anos_VOL2Quimica.pdf Acessado em 15 jan 2012.

MAPA; **Intercambio comercial do agronegócio - principais países de destino**. 2013. Disponível em:
http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/MAIS%20DESTAQUES/Agronegocio_2011.pdf. Acessado em: Mar/2013