

# Commodities agrícolas e preço do petróleo<sup>1,2</sup>

Antônio Salazar P. Brandão<sup>3</sup>  
Eliseu Alves<sup>4</sup>

**Resumo** – Este artigo tem por objetivo documentar estatisticamente a relação entre preços internacionais de produtos agrícolas e o preço internacional do petróleo. Inicialmente caracteriza-se a relação entre o preço do petróleo e o preço da ureia e, em seguida, como o preço desta e das commodities escolhidas para o estudo se comportam. Os resultados mostram que a tendência no preço desses produtos é influenciada de maneira significativa pela tendência no preço do petróleo. As elasticidades estimadas estão entre 0,47 e 0,61, indicando que entre 50% e 60% das variações no preço do petróleo são transmitidas para os produtos. Ademais, choques transitórios no preço do petróleo têm impactos fortes e duradouros sobre os preços desses produtos.

**Palavras-chave:** elasticidade de transmissão, preços de commodities, ureia.

## Agricultural commodities and petroleum prices

**Abstract** – This paper aims at statistically demonstrating the relationship between international prices of agricultural products and international petroleum prices. At first, the paper characterizes the relationship between petroleum prices and urea prices. After that, it describes the behavior of urea prices and prices of commodities chosen for this study. The results show that the trend in prices of these commodities is significantly influenced by the trend in petroleum prices. The estimated elasticities vary between 0.47 and 0.61, indicating that between 50 percent and 60 percent of the variations in petroleum prices are transmitted to these commodities' prices. The results also show that short-term shocks on petroleum prices have significant and lasting effects on these commodities' prices.

**Keywords:** transmission elasticity, commodities prices, urea.

## Introdução

Desde meados do século passado até o início do presente século observou-se uma re-

dução consistente nos preços das commodities agrícolas. Durante esse período, um episódio chamou a atenção do mundo: a elevação pro-

<sup>1</sup> Original recebido em 3/10/2012 e aprovado em 1º/11/2012.

<sup>2</sup> Agradecemos os comentários de Geraldo da Silva e Souza a uma versão anterior.

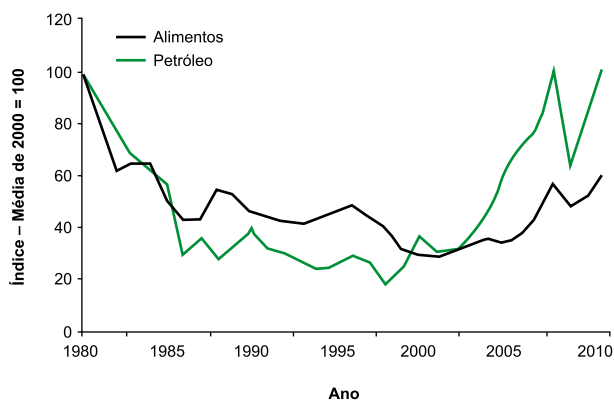
<sup>3</sup> Economista, Doutor em Economia Agrícola, professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). E-mail: abra dao1@gmail.com

<sup>4</sup> Assessor do Presidente da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

nunciada de preços agrícolas ocorrida no início da década de 1970, quando também ocorreu a primeira elevação expressiva do preço do petróleo. A partir do início do presente século, os preços agrícolas mudaram seu comportamento e estão aumentando de maneira sistemática, conforme pode ser visto na Figura 1. Existe correlação positiva entre as duas séries, e pode-se notar no final do período que o pico no preço do petróleo está associado a um pico no preço dos alimentos.

O artigo tem por objetivo documentar estatisticamente a relação entre preços internacionais de produtos agrícolas e o preço internacional do petróleo. Inicialmente caracteriza-se a relação entre o preço do petróleo e o preço da ureia e, em seguida, como o preço desta e das commodities escolhidas para o estudo se comportam. São considerados os seguintes produtos: arroz, milho, soja e trigo. Além desses, inclui-se também na análise um índice de preço de alimentos.

A escolha desses produtos foi inspirada pela importância que eles têm no consumo mundial de alimentos. Aumentos de preços têm impactos elevados sobre consumidores de baixa renda e, em muitos casos, podem até impedir o acesso de determinados grupos a esses produtos. Para o Brasil eles têm importância especial. O país é grande produtor e exportador de soja, tornou-se exportador de milho nos últimos



**Figura 1.** Preço do petróleo e preço de alimentos

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

anos, sendo este o mais importante insumo na produção de carne de frangos, produto que tem participação expressiva na pauta brasileira de exportações. Por outro lado, apesar do consistente aumento na produção de trigo, o Brasil ainda importa grande parte do trigo consumido domesticamente. Da mesma forma, a produção de arroz vem crescendo, sendo quase totalmente voltada para atender ao consumo doméstico. De acordo com os dados do IBGE (2010), arroz, milho, soja e trigo ocuparam cerca de 70% da área plantada em 2010.

A análise considerou separadamente cada uma das commodities, levando em conta que a ureia é insumo no processo de produção de todas elas. Variações no preço desta influenciam a produção e o preço das commodities e, também, variações no preço de qualquer uma das commodities poderão influenciar o preço da ureia. Esse efeito é decorrência do fato que os produtores dessas commodities são, em conjunto, grandes compradores do insumo.

Os resultados mostram que a tendência no preço desses produtos é influenciada de maneira significativa pela tendência no preço do petróleo. As elasticidades estimadas estão entre 0,47 e 0,61, indicando que entre 50% e 60% das variações no preço do petróleo são transmitidas para os produtos. Ademais, choques transitórios no preço do petróleo têm impactos fortes e duradouros sobre os preços desses produtos.

Esse resultado chama a atenção para o efeito que o preço do petróleo tem sobre custos e, em consequência, sobre a oferta. Grande parte das análises recentes sobre o comportamento dos preços agrícolas tem ressaltado componentes da demanda, tais como crescimento da população, urbanização e produção de biocombustíveis.

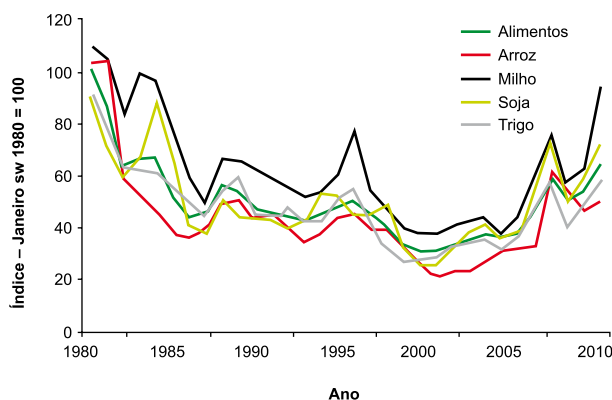
O artigo chama a atenção para o fato de o conhecimento do mercado de petróleo ser importante para aqueles que se interessam pelos preços dos produtos agrícolas e pelas consequências das variações nesses preços. Além das implicações sobre a segurança alimentar de

grupos de consumidores, um aspecto adicional a ressaltar são as consequências para a determinação de prioridades de pesquisa agropecuária, em especial em referência a bicombustíveis e a inovações poupadoras de terra que normalmente usam de forma intensiva insumos derivados do petróleo. Os resultados encontrados contribuem para que administradores de pesquisa possam tomar suas decisões com mais informações.

## Comportamento dos preços

A volatilidade de preços é uma característica dos mercados das commodities agrícolas. Nos anos recentes esse fenômeno está atraindo a atenção de pesquisadores, de formuladores de política e da imprensa, uma vez que picos nos preços provocam perda significativa de bem-estar para os pobres, pois grande parte de sua renda é comprometida com aquisição de alimentos.

Entretanto, ao mesmo tempo, recebe menos atenção o fato de haver uma mudança na tendência dos preços das commodities. A Figura 2 ilustra a evolução dos preços médios anuais de arroz, milho, soja e trigo, e também de um índice de preços de alimentos. Observa-se que a partir do início da década de 2000 o comportamento dos preços mudou em relação ao período anterior, mostrando uma nítida tendência de aumento.



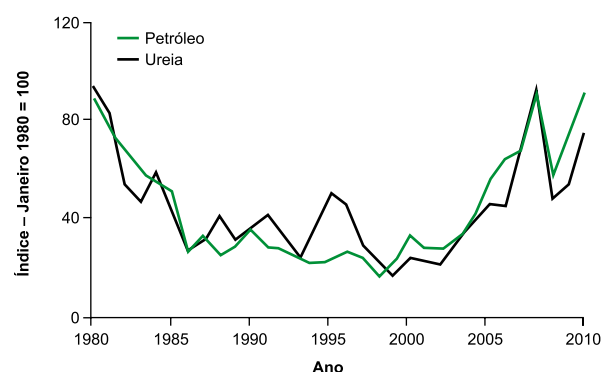
**Figura 2.** Preço de commodities selecionadas.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

Alguns elementos explicativos para essa mudança no comportamento são: aumento da população mundial; crescimento econômico e crescente grau de urbanização, principalmente em países emergentes; restrições ambientais cada vez mais severas para uso de terras com finalidade agropecuária; e a participação da agricultura na produção de combustíveis renováveis, álcool e biodiesel (BRANDÃO; ALVES, 2007). O aumento do preço do petróleo e seus impactos nos custos são parte integrante do quadro (BRANDÃO, 2011).

A agricultura é uma atividade que faz uso intenso de insumos baseados em petróleo, notadamente fertilizantes nitrogenados. A Figura 3 mostra a evolução dos preços médios anuais do petróleo e da ureia de 1980 a 2011 e sugere que pode haver relação entre eles e os preços das commodities.

O restante do artigo está dividido em três partes. A parte “Dados e modelo estimado” apresenta os dados, os modelos estimados e os principais resultados; na parte “Efeitos dos choques nos preços” são apresentados os valores das elasticidades estimadas com base na relação de cointegração; e a última parte conclui o artigo.



**Figura 3.** Preços do petróleo e da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

## Dados e modelo estimado

Análises clássicas sobre o comportamento dos preços de commodities documentam as ten-

dências de longo prazo dos preços (DEATON; LAROQUE, 2003) e testam se teorias estabelecidas conseguem replicar as propriedades estatísticas da distribuição dos preços (DEATON; LAROQUE, 1992). Análises recentes têm dado destaque para a volatilidade dos preços de commodities primárias comparadas com produtos industriais (AREZKI et al., 2011) e também para os fatores explicativos dessa volatilidade (SERRA, 2012).

Este trabalho procura identificar a natureza da relação entre os preços de algumas commodities agrícolas e o preço do petróleo. A análise estatística que se segue tem como base dados mensais de preços, de janeiro de 1980 a dezembro de 2011, das seguintes commodities: arroz, milho, soja e trigo. Incluiu-se também, para o mesmo período, o índice de preços de alimentos. O preço do petróleo<sup>5</sup> refere-se à média de U.K. Brent, Dubai e West Texas. Para ureia a partir de julho de 1991, considerou-se o preço spot Black-Sea; para o período anterior, preço spot Leste Europeu. Todos os preços foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (IPC-EUA). Faz-se inicialmente a caracterização da relação entre preços do petróleo e da ureia e, em seguida, os desta última série com os das commodities selecionadas<sup>6</sup>.

### Relação entre o preço do petróleo e o preço da ureia<sup>7</sup>

As duas séries apresentam raiz unitária (teste de Dickey-Fuller) e são cointegradas (teste de Johansen). O modelo de correção de erros foi estimado com duas defasagens levando em conta o critério de informação de Akaike. Os resíduos da equação não apresentam evidência de autocorrelação, mas rejeita-se a hipótese de normalidade deles.

A relação de cointegração é a seguinte:  $p_u - 0,73p_p - 1 = 0$ . O coeficiente do preço do petróleo, denotado por  $p_p$ , é significativo e tem

o sinal esperado: um aumento de 1% no preço provoca aumento de 0,73% no preço da ureia, denotado por  $p_u$ . O coeficiente de ajustamento é significativo, com valor de -0,06, indicando que em aproximadamente 11 meses metade dos desvios da relação de cointegração são corrigidos.

As respostas do preço da ureia aos choques nos dois preços aparecem na Figura 4. Observa-se que o efeito do choque de um desvio-padrão no preço do petróleo tem efeito expressivo e duradouro sobre o preço da ureia.

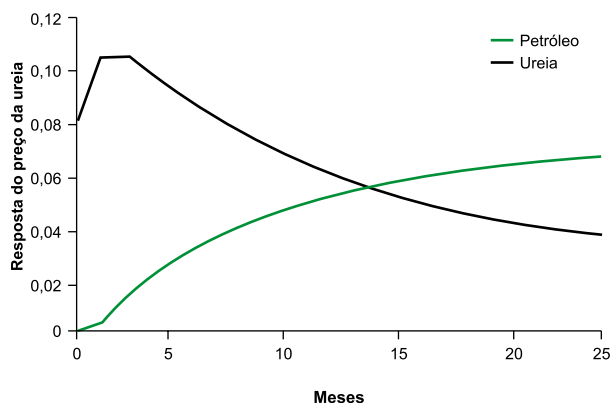


Figura 4. Respostas do preço da ureia. Inovações no próprio preço e no preço do petróleo.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

Na Tabela 1, que apresenta a decomposição da variância, observa-se que 24 meses após o choque, aproximadamente 35% da variância do preço da ureia é explicada pelo preço do petróleo. Nota-se também que, no mesmo período, apenas 10% de variância do preço do petróleo é explicada pelo preço da ureia, indicando que o preço do petróleo é uma variável exógena.

O teste de Granger rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças do preço da ureia sobre o preço do petróleo. Entretanto, o teste não rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças do preço do petróleo sobre o preço da ureia.

<sup>5</sup> Todos os dados são publicados pelo Banco Mundial (2012).

<sup>6</sup> Estatísticas de ajustamento dos modelos podem ser solicitadas aos autores pelo e-mail [abrandao1@gmail.com](mailto:abrandao1@gmail.com).

<sup>7</sup> As variáveis estão em logaritmos naturais. As estimativas foram feitas com o software Eviews.

**Tabela 1.** Decomposição da variância do preço da ureia e do petróleo.

| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |        |          |
|---|---------------|--------|----------|
| Período   | Desvio-padrão | Ureia  | Petróleo |
| 1   | 0,08          | 100,00 | 0        |
| 6   | 0,24          | 95,86  | 4,14     |
| 12  | 0,32          | 85,80  | 14,20    |
| 24  | 0,41          | 65,25  | 34,75    |

| Decomposição da variância do preço do petróleo (%) |               |       |          |
|--|---------------|-------|----------|
| Período  | Desvio-padrão | Ureia | Petróleo |
| 1  | 0,08          | 1,88  | 98,12    |
| 6  | 0,25          | 8,44  | 91,56    |
| 12   | 0,37          | 9,29  | 90,71    |
| 24   | 0,52          | 10,11 | 89,89    |

Obs.: ordem das variáveis: ureia, petróleo.

### Relação entre o preço da ureia e o preço do arroz

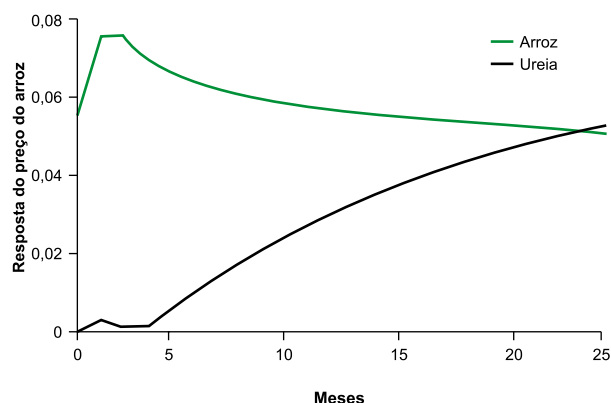
As duas séries apresentam raiz unitária e são cointegradas. O modelo de correção de erros foi estimado com duas defasagens levando em conta o critério de informação de Akaike. Os resíduos da equação não apresentam evidência de autocorrelação, mas rejeita-se a hipótese de normalidade deles.

Denotando-se o preço do arroz por  $p_{az}$ , a equação de cointegração é a seguinte:  $p_{az} - 0,84p_u - 0,61 = 0$ . O coeficiente do preço da ureia, 0,84, é significativo. O coeficiente de ajustamento da equação é igual a -0,04, indicando um período de 17 meses para que ocorra metade do ajustamento.

Procurando-se melhorar a qualidade do ajustamento, foi também estimado um modelo incluindo, além do preço da ureia, o valor das importações mundiais a preços constantes<sup>8</sup> e da produção mundial de arroz. O valor absoluto do coeficiente do preço da ureia diminuiu para 0,75 e foi significativo. Entretanto, as duas variáveis

mostraram-se insignificantes na relação de cointegração. Em vista disso, a análise que se segue tem como base o modelo bivariado.

A Figura 5 mostra a resposta do preço do arroz às inovações no próprio preço e no preço da ureia. A resposta do preço do arroz ao choque de um desvio-padrão no preço da ureia é



**Figura 5.** Respostas do preço do arroz. Inovações no próprio preço e no preço da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

<sup>8</sup> Essa variável foi introduzida como uma proxy para a renda mundial.

positiva, conforme esperado, e se acentua depois do terceiro mês do choque inicial.

A Tabela 2 mostra a decomposição das variâncias. Pode-se observar que o preço da ureia, 24 meses após o choque, explica 24% do erro de previsão do preço do arroz e que, no mesmo período, o arroz explica 20% da variância do preço da ureia.

O teste de Granger não rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças do preço do arroz sobre o preço da ureia. Em relação à causalidade das primeiras diferenças do preço da ureia sobre o preço do arroz, a hipótese de ausência de causalidade é rejeitada ao nível de significância de 10%.

### Relação entre o preço da ureia e o preço do milho

As duas séries apresentam raiz unitária e são cointegradas. O critério de informação de Akaike indicou que o modelo deveria ser estimado com duas defasagens, mas nesse caso os resíduos apresentaram correlação de segunda ordem. A inclusão da terceira defasagem no mo-

delo levou à rejeição da existência de autocorrelação dos resíduos. Não obstante, a hipótese de normalidade dos resíduos foi rejeitada.

Denotando-se o preço do milho por  $p_m$ , a relação de cointegração é a seguinte:  $p_m - 0,76p_u - 1,31 = 0$ . O coeficiente do preço da ureia, 0,76, é significativo: uma variação de 1% provoca aumento de 0,76% no preço do milho. O coeficiente de ajustamento é igual a -0,035, indicando que metade do ajustamento após um choque ocorre em um período de aproximadamente 19 meses.

No caso do milho foi também estimado um modelo que incluía as importações mundiais a preços constantes e a produção mundial de milho. Essa especificação foi abandonada uma vez que as duas variáveis adicionais não foram significantes na relação de cointegração.

Entretanto, incluindo-se apenas a produção mundial de milho, o resultado apresenta coeficientes significantes na relação de cointegração. A relação é a seguinte:  $p_m - 0,74p_u + 0,78q_m - 17,18 = 0$  sendo  $q_m$  a produção mundial de milho.

**Tabela 2.** Decomposição da variância do preço do arroz e da ureia.

| Decomposição da variância do preço do arroz (%) |               |        |       |
|---|---------------|--------|-------|
| Período   | Desvio-padrão | Arroz  | Ureia |
| 1   | 0,05          | 100,00 | 0     |
| 6   | 0,16          | 99,66  | 0,34  |
| 12  | 0,23          | 93,96  | 6,04  |
| 24  | 0,33          | 75,79  | 24,21 |
| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |        |       |
| Período   | Desvio-padrão | Arroz  | Ureia |
| 1   | 0,08          | 4,84   | 95,16 |
| 6   | 0,27          | 13,12  | 86,88 |
| 12  | 0,38          | 16,07  | 83,93 |
| 24  | 0,52          | 19,56  | 80,44 |

Obs.: ordem das variáveis: arroz, ureia.

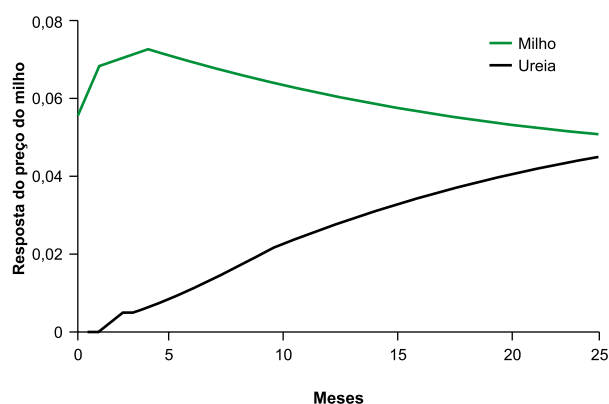
Observa-se que não há praticamente nenhuma variação no coeficiente do preço da ureia e que as variações na produção mundial reduzem o preço do milho, sendo a elasticidade igual a -0,78. O coeficiente de ajustamento pouco se modificou em relação ao resultado anterior.

Tanto as respostas às inovações quanto a decomposição da variância apresentam resultados similares em relação às inovações no preço do milho e no preço da ureia. No que se segue serão apresentados os resultados referentes ao modelo bivariado.

Na Figura 6 pode-se observar que o preço do milho apresenta uma resposta positiva e expressiva às inovações no preço da ureia a partir do terceiro mês, e o ajustamento se prolonga por mais de 24 meses.

A Tabela 3 mostra que 81% da variância do preço do milho, 24 meses após o choque, é explicada pelo próprio preço. A variância do preço da ureia sofre uma influência maior da variância no preço do milho: ao final de 24 meses, 23% dessa variância é explicada pelo preço do milho.

O teste de Granger rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferen-



**Figura 6.** Respostas do preço do milho. Inovações no próprio preço e no preço da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

ças do preço do milho sobre o preço da ureia, mas não rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças do preço da ureia sobre o preço do milho.

### Relação entre o preço da ureia e o preço da soja

As séries apresentam raiz unitária e são cointegradas. O modelo de correção de erros

**Tabela 3.** Decomposição da variância do preço do milho e da ureia.

| Decomposição da variância do preço do milho (%) |               |        |       |
|---|---------------|--------|-------|
| Período   | Desvio-padrão | Milho  | Ureia |
| 1   | 0,06          | 100,00 | 0     |
| 6   | 0,17          | 99,07  | 0,93  |
| 12  | 0,24          | 94,65  | 5,35  |
| 24  | 0,33          | 81,38  | 18,62 |
| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |        |       |
| Período   | Desvio-padrão | Milho  | Ureia |
| 1   | 0,08          | 1,58   | 98,42 |
| 6   | 0,25          | 13,26  | 86,74 |
| 12  | 0,36          | 19,15  | 80,85 |
| 24  | 0,50          | 23,37  | 76,63 |

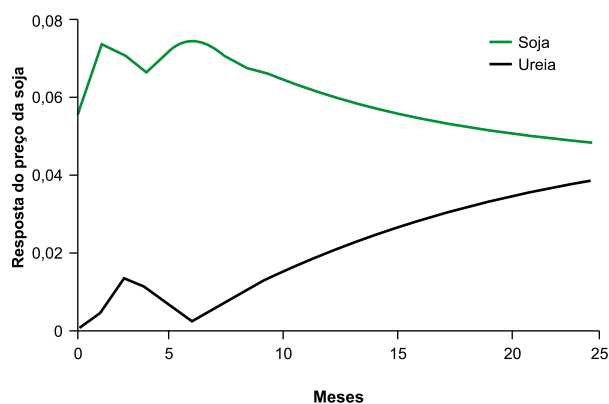
Obs.: ordem das variáveis: milho e ureia.



foi estimado com cinco defasagens seguindo-se o critério de informação de Akaike. Os resíduos não apresentam evidência de autocorrelação, mas a hipótese de normalidade é rejeitada. A relação de cointegração é apresentada a seguir, na qual  $p_s$  denota o preço da soja:  $p_s - 0,68p_u - 1,36 = 0$ . O coeficiente do preço da ureia é significativo, indicando que a cada 1% de aumento no preço da ureia, o preço da soja aumenta em 0,68%. O coeficiente de ajustamento é -0,038, ou seja, metade do ajustamento em direção à relação de equilíbrio após um choque ocorre em aproximadamente 17 meses.

A Figura 7 mostra resposta positiva, como se espera, do preço da soja às inovações no preço da ureia. A função resposta mostra que o efeito fica mais forte após o oitavo mês.

Na Tabela 4 nota-se que a ureia explica 13% da variância no preço da soja 24 meses após o choque. Observa-se que no décimo mês apenas 2,5% do erro de previsão pode ser atribuído à ureia. Nota-se também que no 24º mês após o choque 31% do erro de previsão do preço da ureia é explicado pela soja.



**Figura 7.** Respostas do preço da soja. Inovações no próprio preço e no preço da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

O teste de causalidade de Granger rejeita a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças nas duas equações estimadas.

### Relação entre o preço da ureia e o preço do trigo

As séries apresentam raiz unitária e são cointegradas. O modelo de correção de erros foi estimado com duas defasagens seguindo-se o cri-

**Tabela 4.** Decomposição da variância do preço da soja e da ureia.

| Decomposição da variância do preço da soja (%)  |               |        |       |  |
|---|---------------|--------|-------|--|
| Período   | Desvio-padrão | Soja   | Ureia |  |
| 1   | 0,06          | 100,00 | 0     |  |
| 6   | 0,17          | 98,76  | 1,24  |  |
| 12  | 0,24          | 97,47  | 2,53  |  |
| 24  | 0,32          | 87,01  | 12,99 |  |
| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |        |       |  |
| Período   | Desvio-padrão | Soja   | Ureia |  |
| 1   | 0,08          | 1,31   | 98,69 |  |
| 6   | 0,25          | 14,56  | 85,44 |  |
| 12  | 0,35          | 24,76  | 75,24 |  |
| 24  | 0,48          | 31,08  | 68,92 |  |

Obs.: ordem das variáveis: soja, ureia.

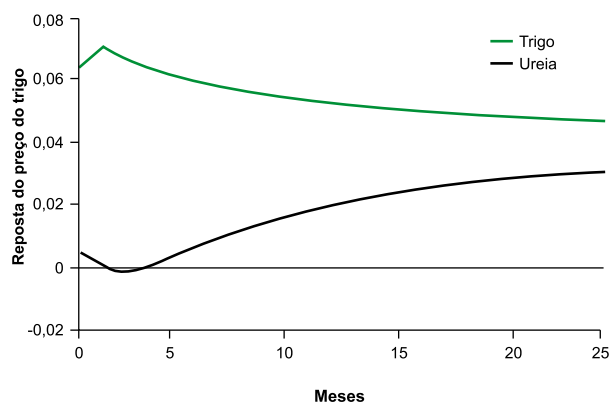


tério de informação de Akaike. Os resíduos não apresentam evidência de correlação, mas rejeita-se a hipótese de normalidade. Denotando-se por  $p_t$  o preço do trigo, a relação de cointegração é apresentada a seguir:  $p_t - 0,73p_u - 1,11 = 0$

O coeficiente do preço da ureia é significativo e mostra que cada 1% de aumento no preço da ureia acarreta aumento de 0,73% no preço do trigo. O coeficiente de ajustamento igual a -0,030 mostra que metade do ajustamento em direção à relação de equilíbrio após um choque ocorre em aproximadamente 23 meses.

O modelo foi também estimado com a inclusão da produção mundial de trigo,  $q_t$ . A relação de cointegração é:  $p_t - 0,51p_u + 120q_t - 26,04 = 0$ . Deve-se observar que o coeficiente do preço da ureia diminui de maneira expressiva nesse caso. O coeficiente de ajustamento passa a ser -0,069, o que reduz o tempo de ajustamento para 9 meses.

A Figura 8 mostra a resposta positiva, como esperado, do preço do trigo às inovações no preço da ureia, com base no modelo bivariado. O resultado não se modifica de maneira significativa se o modelo com três variáveis é usado. Conforme informa a Tabela 5, a decomposição de Cholesky nesse caso foi feita com as variáveis



**Figura 8.** Respostas do preço do trigo. Inovações no próprio preço e no preço da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

ordenadas de forma distinta da dos outros casos, ou seja, admite-se que as inovações no preço da ureia não têm correlação contemporânea com as inovações no preço do trigo<sup>9</sup>.

Na Tabela 5 observa-se que a variância no preço do trigo sofre pequena influência do preço da ureia. No 12º mês 97% da variância é explicada pelo próprio preço, e no 24º mês esse número passa para 87%. Já as inovações no preço do trigo influenciam de maneira mais acentuada o preço da ureia: no 12º mês 13% da variância do preço da ureia é explicada pela variância no preço do trigo, e esse valor, no 24º mês, aumenta para 25%.

O teste de Granger rejeita a hipótese de ausência de causalidade nas duas equações, e na equação do preço da ureia, a hipótese é rejeitada ao nível de 10%.

### Relação entre o preço da ureia e o índice de preço de alimentos

As duas séries têm raiz unitária e são cointegradas. O critério de informação de Akaike indicou duas defasagens, mas os resíduos apresentaram evidência de autocorrelação de primeira ordem. Em vista disso o modelo de correção de erros foi estimado com três defasagens. Os resíduos não são autocorrelacionados, mas rejeita-se a hipótese de normalidade deles.

A relação de cointegração estimada, em que  $p_a$  denota o índice de preço de alimentos, é  $p_a - 0,65p_u - 1,50 = 0$ . O coeficiente de ajustamento é significativo, e seu valor é -0,02, indicando um ajustamento bastante lento em direção à relação de equilíbrio, 34 meses. O longo período de ajustamento, bem como o coeficiente menor do que para as commodities na relação de cointegração, são compatíveis com o fato de o índice também incluir produtos processados.

A Figura 9 mostra a resposta do índice de preço dos alimentos às inovações no próprio índice, bem como às inovações no preço

<sup>9</sup> A mudança foi feita porque usando-se a mesma ordem dos demais casos o impacto inicial do choque no preço da ureia leva à redução do preço do trigo, resultado que não parece ser razoável.

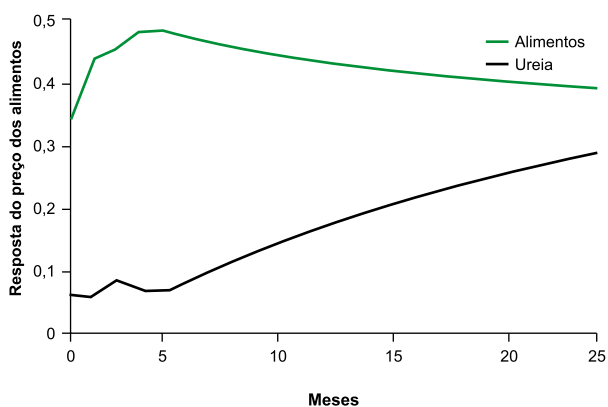
**Tabela 5.** Decomposição da variância do preço do trigo e da ureia.

| Decomposição da variância do preço do trigo (%) |               |       |       |
|---|---------------|-------|-------|
| Período   | Desvio-padrão | Trigo | Ureia |
| 1   | 0,06          | 99,32 | 0,68  |
| 6   | 0,16          | 99,66 | 0,34  |
| 12  | 0,21          | 96,62 | 3,38  |
| 24  | 0,28          | 87,39 | 12,61 |

| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |       |        |
|---|---------------|-------|--------|
| Período   | Desvio-padrão | Trigo | Ureia  |
| 1   | 0,08          | 0     | 100,00 |
| 6   | 0,26          | 6,02  | 93,98  |
| 12  | 0,34          | 12,71 | 87,29  |
| 24  | 0,44          | 24,78 | 75,72  |

Obs.: ordem das variáveis: ureia, trigo.



**Figura 9.** Respostas do preço dos alimentos. Inovações no próprio preço e no preço da ureia.

Fonte: Pink Sheet (BANCO MUNDIAL, 2012).

da ureia<sup>10</sup>. A resposta às inovações no preço da ureia comporta-se conforme o esperado, mas apresenta menor intensidade do que as quatro commodities consideradas anteriormente.

Na Tabela 6 observa-se que a variância no índice de preço da ureia, 24 meses após o choque, explica 16% do erro de previsão do preço

dos alimentos. No mesmo período os alimentos explicam 23% do erro de previsão no preço da ureia.

O teste de Granger rejeita, para as duas equações, a hipótese de ausência de causalidade das primeiras diferenças das variáveis.

## Efeitos dos choques nos preços

As relações de cointegração estimadas acima mostram que o preço do petróleo influencia de forma significativa os preços das commodities. As elasticidades estimadas com base nas relações de cointegração são mostradas na Tabela 7.

Os valores das elasticidades indicam uma resposta de 4,7% a 6,1% no preço dessas commodities quando ocorre uma variação de 10% no preço do petróleo. Esses valores elevados não deixam dúvidas de que a compreensão da trajetória do preço do petróleo é essencial para a adequada compreensão da trajetória dos preços dos produtos analisados.

<sup>10</sup> A ordem das variáveis na decomposição de Cholesky foi ureia, alimentos.

**Tabela 6.** Decomposição da variância do índice de preço dos alimentos e do preço da ureia.

| Decomposição da variância do índice de preço dos alimentos (%) |               |           |       |
|--|---------------|-----------|-------|
| Período  | Desvio-padrão | Alimentos | Ureia |
| 1  | 0,03          | 96,81     | 3,19  |
| 6  | 0,11          | 97,61     | 2,39  |
| 12   | 0,16          | 94,39     | 5,61  |
| 24   | 0,23          | 83,67     | 16,33 |

| Decomposição da variância do preço da ureia (%) |               |           |        |
|---|---------------|-----------|--------|
| Período   | Desvio-padrão | Alimentos | Ureia  |
| 1   | 0,08          | 0         | 100,00 |
| 6   | 0,25          | 11,00     | 89,00  |
| 12  | 0,34          | 16,81     | 83,19  |
| 24  | 0,46          | 22,41     | 77,59  |

Obs.: ordem das variáveis: ureia, alimentos.

**Tabela 7.** Elasticidades estimadas com base na relação de cointegração.

| Produto   | Elasticidade com relação ao preço do petróleo |
|-----------|---|
| Ureia     | 0,73  |
| Arroz     | 0,61  |
| Milho     | 0,55  |
| Soja      | 0,50  |
| Trigo     | 0,53  |
| Alimentos | 0,47  |

## Conclusões

O artigo apresenta um modelo de autorregressão vetorial para analisar as relações entre o preço do petróleo e preços de produtos agrícolas selecionados. Inicialmente procurou-se caracterizar a relação entre o preço do petróleo e o da ureia, por ser este um importante fertilizante que tem o petróleo como matéria-prima. Em seguida foram estimados modelos para caracterizar estatisticamente a relação entre os preços do arroz,

do milho, da soja e do trigo e o preço da ureia. Por fim estimou-se um modelo para caracterizar a relação estatística entre um índice de preços de alimentos e o preço da ureia.

A análise mostrou que as variáveis têm uma relação de longo prazo e que as variações no preço do petróleo têm impactos elevados sobre os produtos. O menor valor estimado para a elasticidade, 0,47, refere-se ao índice de preço dos alimentos, e o maior valor, 0,61, refere-se ao preço do arroz. Os modelos mostraram ainda que os choques no preço do petróleo, por meio de seu impacto sobre o preço da ureia, têm efeitos elevados e duradouros sobre os preços das commodities analisadas. A resposta do índice de preço dos alimentos, ainda que positiva, foi inferior às demais.

A decomposição da variância deixou claro que os erros de previsão no preço da ureia são bastante influenciados pelo petróleo. Já os erros de previsão no preço do petróleo sofrem menos influência da ureia. Os erros de previsão no preço das commodities e no índice de preços dos alimentos são muito influenciados pela ureia. Observou-se também que os erros de previsão

no preço da ureia sofrem alguma influência das commodities e dos alimentos: cerca de 20% do erro de previsão é explicado pela variância das commodities 24 meses após o choque, com o máximo de 30% observados para a soja.

O estudo foi baseado nos dados de preços internacionais mensais das commodities agrícolas, da ureia e do petróleo. Os resultados encontrados fazem sentido econômico, mas padecem de alguns problemas de natureza econométrica, notadamente em virtude da ausência de normalidade dos resíduos e dos baixos valores do coeficiente de determinação em todos os modelos. Diversas tentativas feitas para tratar esses problemas com os dados existentes mostraram-se infrutíferas. Entende-se que, a despeito dessas limitações, os resultados mostram que há uma forte relação entre preços de commodities e preço do petróleo que advém dos impactos destes sobre um dos principais insumos da produção agrícola, os fertilizantes nitrogenados.

## Referências

- AREZKI, R.; LEDERMAN, D.; ZHAO, H. **The relative volatility of commodity prices**: a reappraisal. Washington, DC: The World Bank, 2011. (Policy Research Working Paper, 5903).
- BANCO MUNDIAL. **Commodity markets**: prices (pink sheet). Disponível em: <<http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTDECPROSPECTS/0,,contentMDK:21574907~menuPK:7859231~pagePK:64165401~piPK:64165026~theSitePK:476883,00.html>>. Acesso em: 14 set. 2012.
- BRANDÃO, A. S. P. Preços elevados de commodities. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 20, n. 1, p. 117-118, 2011.
- BRANDÃO, A. S. P.; ALVES, E. Análise de preços agrícolas. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 16, n. 4, p. 129-131, 2007.
- DEATON, A.; LAROQUE, G. On the Behavior of Commodity Prices. **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 59, n. 1, p. 1-23, 1992.
- DEATON, A.; LAROQUE, G. A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 71, n. 2, p. 289-310, 2003.
- IBGE. **Produção Agrícola Municipal**. Rio de Janeiro, 2010.
- SERRA, T.; GIL, J. M. **Price volatility in food markets**: can stock building mitigate price fluctuations? Trabalho apresentado na 28<sup>th</sup> International Conference of Agricultural Economists, Foz do Iguaçu, 18 a 24 de agosto de 2012.