

UTILIZANDO MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS PARA DETERMINAÇÃO DE MERCADO GEOGRÁFICO RELEVANTE: O CASO DA FARINHA DE TRIGO NA CIDADE DE SÃO PAULO

Mario Antonio Margarido*
Carlos Roberto Ferreira Bueno**
Vagner Azarias Martins***
Izabelle Felício Tomaz****

RESUMO

Este paper analisou a elasticidade de transmissão de preços entre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, da cotação internacional do grão de trigo e da taxa de câmbio. Foram utilizados vários métodos relacionados com séries de tempo: teste de raiz unitária com quebra estrutural (Perron, 1994), de causalidade de Granger, de co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro com imposição de restrições sobre parâmetros de longo prazo, decomposição da variância dos erros de previsão, função de resposta de impulso e teste de exogeneidade. O modelo teórico utilizado tem como base a Lei do Preço Único. O período analisado corresponde a janeiro de 1999 a dezembro de 2005. Os resultados mostram que no longo prazo variações das cotações internacionais do trigo em grão e da taxa de câmbio são plenamente transmitidas para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, validando, dessa forma, a Lei do Preço Único nesse mercado. Outro aspecto relevante é que, dada a constatação de que a Lei do Preço Único é válida, o mercado geográfico relevante para a farinha de trigo na cidade de São Paulo consiste no mercado internacional.

*Palavras-chave: Farinha de trigo. Séries de tempo. Co-integração. Lei do Preço Único.
JEL Classification: C3, C32*

* Economista, mestre em Economia de Empresas, Doutor em Economia Aplicada e Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br.

** Médico-veterinário e pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: crfbueno@iea.sp.gov.br.

*** Estatístico e pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: vagneram@iea.sp.gov.br.

**** Acadêmico de Ciências Econômicas do Centro Universitário da Fundação Santo André e Estagiária da Fundap no IEA. E-mail: iza.belle@terra.com.br.

Teor. e Evid. Econ.	Passo Fundo	v. 14	n. 28	p. 98-127	maio 2007
---------------------	-------------	-------	-------	-----------	-----------

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira passou por importantes transformações no decorrer da década de 1990. Entre os fatores preponderantes desse período deve-se destacar a abertura econômica proporcionada pelo governo Collor no início da década. Também a constituição do Mercado Comum do Cone Sul (Mercosul), conjuntamente com a estabilização econômica proporcionada pelo Plano Real, induziu a maior grau de inserção da economia brasileira no comércio internacional, provocando relevantes modificações não somente em nível macro como no microeconômico, pois os setores domésticos ficaram mais expostos à concorrência externa. A partir de 1999, com a radical mudança da política cambial, muita ênfase recaiu em trabalhos voltados para as exportações, principalmente em relação aos produtos agrícolas, os quais passaram a representar expressiva parcela do *superávit* da balança comercial.

Como o comércio internacional não é “uma rua de mão única”, o foco deste estudo recairá sobre o setor tritícola, o qual assume grande relevância em termos econômicos em várias esferas. Em nível internacional, tendo-se como base informações de Agriannual (2006), verifica-se que o Brasil, no período de 1999 a 2005, destaca-se pelo fato de ser o terceiro maior importador mundial de trigo, importando cerca de 5,9%, na média do total mundial importado de trigo, perdendo somente para a União Européia e Egito, os quais possuem médias percentuais iguais a 7,1 e 6,4%, respectivamente. A dependência do país em relação ao trigo fica mais acentuada ao se analisarem os dados relativos à demanda de trigo fornecidos pela Associação Brasileira da Indústria do Trigo (Abitrigo). Em 2004/05 a demanda de trigo foi da ordem de 9,4 milhões de toneladas. Desse total, cerca de 4,9 milhões de toneladas, isto é 52%, corresponderam à produção nacional e os restantes 48%, às importações. Em nível macroeconômico, as importações de trigo exercem importante papel na pauta de importações do país em termos de gastos de divisas com a aquisição desse produto. Também em nível de consumidor a farinha de trigo e seus derivados são extremamente relevantes na formação do custo da mão-de-obra e, conseqüentemente, sobre os índices de inflação.

Especificamente, em relação ao setor do trigo no Brasil, em linhas gerais,¹ há duas fases bem distintas. Conforme Farina, Azevedo e Saes (1997), o período em que prevaleceu a intervenção estatal iniciou-se em 1918 e teve seu ápice entre 1950 e 1967, com a consolidação da regulamentação da cadeia do trigo, a qual abrangia desde a produção do trigo, com o controle do preço pago ao produtor agrícola, além da importação de grão de trigo, distribuição de cotas entre moinhos e tabelamento de preços ao consumidor. O sistema de regulação estatal terminou no final de 1990. “A desregulamentação segue a tendência verificada em todos os setores competitivos, que passaram do controle governamental

¹ Detalhes sobre a evolução da regulamentação do setor tritícola no Brasil podem ser encontrados em SILVA (1992) e FARINA, AZEVEDO, SAES (1997).

ao livre mercado. Em uma primeira etapa há um aumento no número de empresas que estavam impedidas de entrar nesse mercado. Em uma segunda etapa verifica-se um rápido processo de concentração, conseqüência de uma violenta disputa pelo mercado por meio de preço, segmentação e inovação” (FARINA; AZEVEDO; SAES, 1997, p. 202).

Conforme descrito no *site* da Abitrigo,² a normativa nº 7 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), classifica os cultivares de trigo (de acordo com a alveografia³ e o índice de queda⁴) em cinco categorias: trigo brando, trigo pão, trigo melhorador, trigo para outros usos e trigo Durum. Especificamente, os grãos de trigo brando são utilizados na produção de bolos, bolachas (biscoitos doces), produtos de confeitaria, pizzas e massa do tipo caseira fresca. O trigo da classe pão é utilizado na confecção de pãozinho (do tipo francês ou d’água) e também na produção de massas alimentícias secas, de folhados ou em uso doméstico, dependendo de suas características de força de glúten. A classe de trigo melhorador é utilizada na panificação, produção de massas alimentícias, biscoito do tipo *crackers* e pães industriais (como pão de forma e pão para hambúrguer). O trigo Durum é a base para a produção de massas alimentícias secas (do tipo italiana). Finalmente, trigo para outros usos é o destinado à alimentação animal ou outro uso industrial.

Essa passagem de um sistema fortemente regulamentado para outro completamente desregulamentado teve importante impacto sobre as estruturas de comercialização doméstica do trigo e seus derivados. Assim, torna-se necessário determinar qual passou a ser o mercado geográfico relevante para a farinha de trigo na cidade de São Paulo. Segundo portaria conjunta Seae⁵/SDE⁶ n. 50, “o mercado relevante se constituirá do menor espaço econômico no qual seja factível a uma empresa, atuando de forma isolada, ou em grupo de empresas, agindo de forma coordenada, exercer o poder de mercado”. A delimitação do mercado relevante é uma etapa essencial da análise antitruste, pois permite não somente que se calculem os respectivos índices de concentração, como também identificar as condições que são necessárias para caracterização do poder de mercado, e principalmente, do seu exercício e possíveis danos à concorrência. Segundo Mello (2002, p. 491), o mercado relevante “deve ser definido caso a caso, e o objetivo que o acompanha (relevante) se refere à sua pertinência para o caso sob julgamento: trata-se de identificar o(s) mercado(s) em que atuam os agentes envolvidos e no(s) qual(is) ocorrem supostos efeitos restritivos de uma conduta ou ato de concentração”. Já o poder de mercado ou de monopólio é cancelado via o “teste do monopolista hipotético”, o qual

² <http://www.abitrigo.com.br/trigo.asp>

³ Alveografia: Teste que analisa as propriedades de tenacidade e de extensibilidade da massa. Detalhes sobre esse teste podem ser obtidos no *site* da ABITRIGO.

⁴ Detalhes sobre o índice de queda podem ser obtidos no *site* da ABITRIGO.

⁵ Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE). Órgão pertencente ao Ministério da Fazenda, sendo responsável por pareceres econômicos em relação aos casos que estão sendo analisados.

⁶ Secretaria de Direito Econômico (SDE). Pertence ao Ministério da Fazenda e sua atribuição consiste em investigar e instituir processos relacionados a abusos de ordem econômica.

permite confirmar ou não se o referido monopolista pode ou não manter seu preço de venda acima do nível de preço do mercado de concorrência por um período significativo de tempo. Especificamente, em termos geográficos, o mercado relevante abrange a área em que as empresas ofertam e demandam produtos e/ou serviços sob condições de concorrência suficientemente homogêneas em relação aos preços, preferências dos consumidores e características técnicas dos produtos/serviços. Em outras palavras, o mercado relevante geográfico é definido como sendo uma área onde produtos e seus respectivos substitutos são produzidos e transacionados, que, no entanto, é função de outras variáveis, tais como: do tipo de produto, da tecnologia adotada, dos custos de transporte, sistema de distribuição, barreiras tarifárias e não tarifárias às importações de outras regiões do próprio país e também do exterior, etc. “Procura-se delimitar a área sujeita à atuação de uma empresa hipoteticamente monopolista, de modo a detectar, na hipótese de aumentos de preços: a) se os consumidores podem comprar o produto em outras localidades a custos acessíveis; ou b) se concorrentes de outras localidades podem direcionar suas vendas para essa região a custos acessíveis” (Mello, 2002, p. 493). Portanto, é necessário identificar os obstáculos relacionados com a entrada de produtos ofertados por empresas que estejam situadas fora dessa área geográfica.

Segundo Oliveira, Guedes Filho e Valladares (2003, p. 118), a “definição de mercado geográfico relevante como internacional implica que oscilações na diferença de preços entre os dois mercados devem ser transitórias, ou seja, os preços praticados pelos produtores locais internamente não podem divergir permanentemente dos preços internacionais. Além disso, os preços internacionais devem ser os principais determinantes dos preços internos, ou seja, alterações nos primeiros devem servir como bom previsor para alterações nos últimos”. Portanto, se prevalecer a Lei do Preço Único, ou seja, existindo arbitragem no mercado de trigo, possíveis diferenças entre os preços domésticos e externos no curto prazo devem rapidamente ser sanadas, e, como consequência, ambos os preços devem convergir no longo prazo. Outro aspecto a ser realçado é que os preços externos devem determinar o comportamento dos preços domésticos, indicando que ambos os mercados são integrados.

2 OBJETIVOS

Dada a maior inserção da economia brasileira no comércio internacional, principalmente, pós-Plano Real, a tendência é de que variações cambiais e dos preços internacionais do trigo sejam transmitidas plenamente para os preços dos produtos da cesta de mercado, com ênfase no preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo, validando, dessa forma, a Lei do Preço Único. Portanto, tendo como base o instrumental de séries de tempo, também se objetiva determinar o mercado geográfico relevante para a farinha de trigo na cidade de São Paulo.

Especificamente, objetiva-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre essas três variáveis por meio de testes de causalidade, co-integração e de exogeneidade.

Também foram calculadas a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso,⁷ para analisar como variações nos preços do trigo em Chicago e da taxa de câmbio nominal transmitem-se para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo ao longo do tempo.

3 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico utilizado neste trabalho foi desenvolvido por Mundlack e Larson (1992) e mostra como variações nos preços externos refletem-se em variações nos preços internos⁸. Tendo como base a Lei do Preço Único,⁹ pode-se escrever o preço doméstico do produto agrícola como função do preço internacional da *commodity* agrícola,¹⁰ da taxa de câmbio nominal e da política comercial adotada.¹¹ Algebricamente, esse modelo¹² pode ser representado como:

$$P_{it} = P_{it}^* E_t \quad (1)$$

sendo que: P_{it} = preço doméstico do produto i no período t ; P_{it}^* = preço mundial do produto i no período t ; E_t = taxa de câmbio nominal no período t . Para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de erro (u) na equação. Escrevendo-se a equação 1 na forma logarítmica, obtém-se:

$$p_{it} = p_{it}^* + e_t + u_{it} \quad (2)$$

onde $u \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$, $E(e_t u)$ e $E(p_{it}^* u) = 0$, ou seja, u_{it} não é correlacionado com nenhuma das variáveis de entrada do modelo. Logo, o modelo mais simples parte da premissa de que os preços domésticos em moeda nacional de determinado produto são função do seu respectivo preço mundial, da taxa de câmbio nominal e do termo de erro, estimando-se, assim, o seguinte modelo:

$$p_{it} = \alpha + \beta P_{it}^* + \gamma e_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

⁷ Conforme BARROS (1990, p.13) o conceito de elasticidade de impulso mede a variação da “variável i sobre a variável j como razão entre o impacto experimentado pela variável j e o impacto experimentado pela variável i . O termo elasticidade se aplica estritamente quando as variáveis são medidas em escala logarítmica”.

⁸ Em ausência de intervenção, o preço doméstico será na mesma magnitude dos preços externos.

⁹ KRUGMAN e OBSTFELD (1997), chamam a atenção para o fato de que, apesar da Paridade do Poder de Compra (PPP) ser semelhante à Lei do Preço Único, há diferença entre ambas. Enquanto a segunda aplica-se a produtos específicos, isto é, em termos individuais, a primeira refere-se ao nível geral de preços, a qual reflete os preços de todos os produtos que compõem uma determinada cesta de bens de referência. No entanto, se a Lei do Preço Único é válida para todos os produtos dessa cesta de referência, então a Lei do Preço Único equipara-se a PPP.

¹⁰ A Lei do Preço Único estabelece como variações de preços no mercado externo de determinado produto são transmitidas para o mesmo produto, porém, no mercado doméstico. No caso desse *paper*, dado que para cada tonelada de grão de trigo obtém-se, em média, por volta de 800 quilos de farinha de trigo, adotou-se a hipótese de que grão de trigo e farinha são produtos homogêneos. Maiores detalhes sobre o custo de transformação do grão de trigo em farinha podem ser obtidos em <http://www.agromil.com.br/triticultura.htm>

¹¹ Dado que não se pretende abordar questões relativas à política comercial, essa variável não será introduzida no modelo analisado.

¹² Esse modelo, também não leva em consideração diferenças qualitativas entre os produtos nem custos de transporte, armazenagem, bem como os preços dos insumos domésticos *nontradeables*.

onde α é uma constante (ou intercepto), com o que se adota a hipótese de que β seja igual à unidade. Assim, o coeficiente β é a elasticidade do preço doméstico em reais em relação ao preço internacional, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um, significa que variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico; por outro lado, quando o valor de β é igual a zero, isso implica que variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de resposta do preço doméstico, caso em que a economia do país é completamente fechada. O caso mais comum é que o valor de β permaneça entre zero e um, refletindo dessa forma a respectiva política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado.

O coeficiente γ representa a elasticidade da taxa de câmbio nominal, isto é, como variações na taxa de câmbio são transferidas para os preços do trigo no Brasil. Parte-se da hipótese de que variações na taxa de câmbio são integralmente transmitidas aos preços domésticos no longo prazo; logo, espera-se que, nesse caso, γ também assuma valor igual à unidade.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Material

Basicamente foram utilizadas três séries de tempo, quais sejam: 1) cotação do trigo em Chicago (TRI), cuja unidade de medida está em US\$ cents/bushel¹³ de 60 lbs;¹⁴ 2) taxa de câmbio (TC), média mensal de compra,¹⁵ em R\$/US\$; 3) preço em R\$/kg da farinha de trigo (FAR) no varejo na cidade de São Paulo. A fonte da série relativa à cotação internacional do grão de trigo foi a Gazeta Mercantil. Inicialmente, esses dados estavam no formato diário. Posteriormente, foram transformados em observações mensais, isto é, somou-se o número de observações e dividiu-se pelo número de dias úteis no referido mês, obtendo-se, dessa forma, sua respectiva média aritmética. A fonte da série da taxa de câmbio foi o Ipeadata. Os preços da farinha de trigo foram obtidos diretamente do Instituto de Economia Agrícola (IEA). O período analisado compreende janeiro de 1999 a dezembro de 2005.

Como se objetiva determinar as respectivas elasticidades de transmissão de preços¹⁶, todas as séries foram transformadas em base logarítmica. Assim, para

¹³ Um bushel = 60 lb.

¹⁴ Libra-peso (lb.) = 453,592g.

¹⁵ Utilizou-se a taxa média mensal de compra ao invés da taxa de venda, pois o trigo é um produto importado, logo, os moínhos no Brasil necessitam trocar reais por dólares para adquirir o produto no mercado internacional.

¹⁶ Segundo BARROS e BURNQUIST (1987, p.178), a "elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação no preço à outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles".

representar o logaritmo de cada variável foi utilizada a seguinte notação: LTRI, LTC e LFAR, cada uma delas representando o logaritmo da cotação internacional do trigo, da taxa de câmbio e do preço da farinha de trigo, respectivamente.

4.2 Métodos

O primeiro passo consistiu na visualização gráfica de cada série de tempo. Esse procedimento objetivou verificar a possível ocorrência de alguma quebra estrutural, pois é de amplo conhecimento na literatura sobre séries de tempo que a presença de algum tipo de quebra estrutural torna os resultados dos testes de raízes unitárias convencionais, tais como Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), viesados; portanto, prejudica a determinação da ordem de integração das variáveis, procedimento este fundamental na análise de séries temporais.

Dado que foi detectada uma quebra estrutural para cada uma das três séries, utilizou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural apresentado em Perron (1994).

A seguir, visando confirmar o relacionamento entre as variáveis analisadas, realizou-se o teste de causalidade de Granger, conforme apresentado em Granger (1969). Neste ponto, dois pontos merecem ser destacados. Em primeiro lugar, o conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico, ou seja, quando se diz que a variável A causa a variável B no sentido de Granger, o qual é representado como $B \Rightarrow A$, isso quer dizer que valores passados da variável A ajudam a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados de B. Em segundo lugar, o teste de causalidade de Granger deve ser conduzido com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação da ordem de integração de todas as variáveis do sistema.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Também foi utilizado o modelo vetorial de correção de erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo,¹⁷ entre os preços domésticos da farinha de trigo na cidade de São Paulo, e a taxa de câmbio e a cotação internacional do trigo. Finalmente, foram utilizados testes de

¹⁷ Conforme BANERJEE (1993, p.139), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Assim, os “mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente”.

exogeneidade¹⁸ para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.¹⁹

5 ANÁLISE DE RESULTADOS

5.1 Testes de raiz unitária

Para a variável LTRI foi detectada uma quebra estrutural abrupta, porém sem alteração da tendência da série, na observação 43, a qual corresponde a julho de 2002. Assim, utilizou-se o modelo *Additive Outlier* (AO) do tipo 1, ou seja, capta mudança de patamar abrupta, mas sem alteração da tendência da série. Em linhas gerais, esse procedimento consiste em estimar uma regressão contendo como variáveis de entrada intercepto, tendência determinística e uma variável de intervenção do tipo *Step*, a qual assume valor igual a um a partir da data da ocorrência do evento e zero em caso contrário. A seguir, os resíduos dessa regressão são “capturados” e é estimada uma auto-regressão, contendo como variáveis de entrada os resíduos defasados de um período, resíduos defasados e diferenciados de ordem um e variáveis *dummies* defasadas. A inclusão de variáveis relativas aos resíduos defasados e diferenciados objetiva eliminar a autocorrelação dos resíduos da segunda regressão. O número de defasagens foi determinado pelo método *data dependent*, conforme apresentado em Perron (1994). De acordo com esse procedimento, adiciona-se um número de defasagens arbitrário e via resultados dos respectivos testes *t*; para as estimativas de cada defasagem eliminam-se aquelas que não são significativas, sendo a direção do modelo geral para específico, ou seja, eliminam-se aquelas estimativas com maiores defasagens para menores.

No caso da cotação do trigo, essa quebra representou uma mudança abrupta e permanente do nível da série, como mencionado anteriormente, e está relacionada com a escassez de oferta do produto no mercado internacional, em razão da quebra de safra decorrente de problemas climáticos de alguns dos principais produtores e exportadores, entre eles, os Estados Unidos, Canadá e Austrália.

¹⁸ De acordo com COSTA (1999, p.6), citando HARRIS (1995), os “parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro α está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo, β . A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A magnitude do parâmetro α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente”.

¹⁹ Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: Brooks (2002), Enders (2004), Franses (1998), Harris & Sollis (2003), Charemza & Deadman (1999), Johansen (1995), Patterson (2000).

Como o valor calculado para o teste de raiz unitária com quebra estrutural é superior ao seu respectivo valor tabelado ($-3.76 < 9.06$) em nível de significância de 5% (Tabela 1), não se rejeita a hipótese nula de que essa variável tem raiz unitária. Portanto, a série da cotação internacional do trigo é integrada de ordem um ($I(1)$).

Tabela 1 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Regressão com Variável de Intervenção e do Teste de Raiz Unitária de Perron para a Variável LTRI, Modelo *Additive Outlier* (AO) caso 1, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005

Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t^2
<i>LTRI</i>	Intercepto (μ)	5.6223 (0.0176)	318.60 ³
	Tendência (β)	-0.000064 (0.000642)	-0.10
<i>Dummy</i> ⁵	DU_t	0.2239 (0.0311)	7.19 ³
Teste de Perron sobre os resíduos	Parâmetro	Teste t (μ) ⁶	
Para $\lambda^7 = 0,5$ o Valor Crítico ao nível de 5% para a estatística t (μ) é igual a $-3,76$	α	9.06	
Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t^2
<i>Dummy</i>	DU_{t-1}	0.0760 (0.0267)	2.84 ³
<i>Dummy</i>	DU_{t-4}	-0.0816 (0.0278)	-2.94 ³
<i>Resíduo Defasado e Diferenciado</i>	$DRES_{t-3}$	0.2583 (0.1011)	2.55 ⁴

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da *Gazeta Mercantil*.

¹ Erro padrão da estimativa entre parênteses. ² Teste t convencional. ³ Significativo ao nível de 1%. ⁴ Significativo em nível de 5%. ⁵ Variável de intervenção que capta mudança no nível da série, a qual é definida como: $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁶ As tabelas contendo os valores críticos de $t(\alpha)$ encontram-se em Perron (1994). ⁷ $\lambda = \frac{T_\lambda}{T}$ onde T é o número total de observações, logo λ representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

Para a série da taxa de câmbio também foi detectada uma quebra estrutural, porém na observação 46, a qual corresponde a outubro de 2002. No caso dessa série, a quebra estrutural também está diretamente relacionada a fatores de ordem conjuntural e se caracteriza como abrupta e permanente. Mais precisamente, com as eleições presidenciais de outubro daquele ano, a possibilidade de um partido de esquerda assumir o governo alterou radicalmente as expectativas do mercado, fato que induziu a uma forte desvalorização do real frente ao dólar a partir do início do segundo semestre de 2002. Nesse período, a taxa de câmbio chegou a ser cotada na proporção de R\$ 4,00 para US\$ 1,00. Outro aspecto relevante é que, contrariamente ao caso analisado, observou-se não somente uma mudança de nível abrupta, mas

também mudança da tendência da série. Assim, ao invés do modelo AO do tipo 1, foi utilizado o modelo AO do tipo 2, o qual capta mudança abrupta de nível da variável conjuntamente com alteração de sua respectiva tendência. Nesse caso, estima-se, inicialmente, uma regressão na qual as variáveis de entrada são intercepto, tendência determinística, uma variável de intervenção do tipo *STEP*, que capta a mudança abrupta do nível da série, e outra variável de intervenção, que capta a mudança da tendência. Esta última variável assume o seguinte formato: $DT^*_t = t - T_b$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, com T_b representando o ponto de quebra estrutural na série. Novamente, “capturam-se” os resíduos da regressão inicial e, a seguir, estima-se uma auto-regressão desses resíduos, como realizado para a variável FAR. Novamente, o parâmetro de interesse é o coeficiente estimado para o termo de resíduo defasado de um período e seu respectivo valor do teste t. O valor crítico para esse modelo é igual a -4,24, ao passo que o valor calculado é 20,25. Como o valor calculado é superior ao seu respectivo valor crítico ($20,25 > -4,24$), não se rejeita a hipótese nula de que essa variável tem raiz unitária. Portanto, ela também é integrada de ordem um (I(1)), conforme consta na Tabela 2.

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros do modelo de regressão com variáveis de intervenção e do teste de raiz unitária de Perron para a variável LTC, modelo *Additive Outlier* (AO) caso 2, janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t^2
<i>LTC</i>	Intercepto (μ)	0.4036 (0.0263)	15.32 ³
	Tendência (β)	0.0157 (0.000860)	18.26 ³
<i>Dummy</i> ⁵	DU_t^*	-0.0216 (0.001717)	-12.59 ³
<i>Dummy</i> ⁶	U_t	0.2102 (0.0950)	2.21 ⁴
Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos		Teste t (μ) ⁷	
Para $\lambda^8 = 0,5$ o Valor Crítico ao nível de 5% para a estatística $t(\alpha)$ é igual a -4.24		α	20.25
<i>Dummy</i>	DU_t	-0.1145 (0.0302)	-3.79 ³
<i>Dummy</i>	DU_{t-1}	0.1884 (0.0305)	6.19 ³
<i>Dummy</i>	DU_{t-4}	0.0654 (0.0316)	2.07 ³
<i>Resíduo Defasado e Diferenciado</i>	$DRES_{t-1}$	0.4336 (0.0856)	5.07 ⁴
<i>Resíduo Defasado e Diferenciado</i>	$DRES_{t-3}$	0.1678 (0.0752)	2.23 ⁴

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Ipeadata.

¹ Erro padrão da estimativa entre parênteses. ² Teste t convencional. ³ Significativo ao nível de 1%. ⁴ Significativo ao nível de 5%. ⁵ Variável de intervenção que capta mudança na inclinação da função tendência, a qual é definida como: $DT^*_t = t - T_b$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁶ Variável de intervenção que capta mudança no nível da série, a qual é definida como: $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁷ As tabelas contendo os valores críticos de $t(\alpha)$ encontram-se em Perron (1994). ⁸ $\lambda = \frac{T_b}{T}$ onde T é o número total de observações; logo λ representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

A série relativa ao preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo também apresentou uma quebra estrutural e sua ocorrência se deu na observação 47, que corresponde a novembro de 2002. Dado que o seu comportamento foi muito semelhante ao da série cambial, o procedimento para a determinação da ordem de integração foi exatamente igual ao do caso anterior, ou seja, foi utilizado o modelo AO do tipo 2, pois foi detectada uma quebra abrupta seguida de mudança de tendência. Os resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural apresentaram valor calculado igual a 24,19, o qual é superior ao seu respectivo valor tabelado, correspondendo a -4,24 (Tabela 3). Em razão desse resultado, a

hipótese nula de raiz unitária não pôde ser rejeitada e, conseqüentemente, essa série também é integrada de ordem um (I(1)).

Observou-se que a série de preço da farinha de trigo também apresentou quebra estrutural quase que exatamente no mesmo período relativamente à taxa de câmbio. Esse comportamento do preço da farinha pode ser explicado pelo fato de que o Brasil passou a importar expressivas quantidades do trigo em grão no decorrer da década de 1990. Entre os fatores que condicionaram esse comportamento, pode-se citar a desregulamentação do setor na primeira metade da década de 1990. Também, a constituição e implementação do Mercado Comum do Cone Sul (Mercosul) no final da mesma década induziu ao expressivo crescimento das importações de trigo pelo Brasil, principalmente da Argentina. Dado que o consumo de trigo e seus derivados no Brasil supera largamente a sua produção doméstica, pois o custo de produção de trigo no Brasil é relativamente mais elevado do que o custo de produção em vários países, a saída para atender a essa demanda é a internalização do produto proveniente do exterior. Como a Argentina é um importante *player* no mercado internacional de trigo e em razão de o Mercosul ser uma União Aduaneira, as barreiras comerciais entre os países pertencentes ao bloco foram reduzidas e/ou extintas e há uma tarifa externa comum (TEC), o que eleva a competitividade do trigo argentino relativamente ao trigo produzido em países terceiros. Tendo como base informações de Agrianual (2005), foram calculados os valores médios relativos à importação de trigo²⁰ da Argentina e dos demais países pelo Brasil para o período de 1999 a 2004. Nesse intervalo de tempo, na média, o país gastou no total US\$ 864,4 milhões, sendo US\$ 793 milhões despendidos somente com a aquisição de trigo da Argentina, ou seja, 91,4% dos gastos de divisas para aquisição de trigo foram alocados na compra de trigo de um único país. Em termos de quantidade, os números são muito semelhantes em termos percentuais, pois nesse mesmo período o Brasil, na média, importou 6,6 milhões de toneladas de trigo; somente da Argentina foram importados 6,0 milhões de toneladas, o que representa 91,6% da quantidade total importada pelo país. Se, por um lado, essa política visa reduzir o custo de produção da farinha de trigo e de seus derivados, os quais exercem impactos nada desprezíveis sobre os índices de inflação, também aumenta a dependência do país em relação ao trigo estrangeiro. Portanto, como expressiva quantidade do trigo consumido no Brasil é proveniente do exterior, o comportamento do preço da farinha de trigo está atrelado diretamente à taxa de câmbio, pois os moinhos no Brasil necessitam trocar reais por dólares para a aquisição da matéria-prima no exterior.

²⁰ Refere-se ao trigo em grãos, descascados. (NCM: 1001.10.10; 1001.10.90; 1001.90.10 e 1001.90.90).

Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros do modelo de regressão com variáveis de intervenção e do teste de raiz unitária de Perron para a variável LFAR, modelo *Additive Outlier* (AO) caso 2, janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t^2
LFAR	Intercepto (μ)	-0.3922 (0.0314)	-12.49 ³
	Tendência (β)	0.0156 (0.001009)	15.45 ³
Dummy ⁶	DU_t^*	-0.0129 (0.002080)	-6.19 ³
Dummy ⁷	U_t	0.2417 (0.1143)	2.11 ⁴
Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos		Parâmetro	Teste t (μ) ⁸
Para $\lambda^9 = 0,5$ o Valor Crítico ao nível de 5% para a estatística t (α) é igual a -4.24		α	24.19
Dummy	DU_t	-0.0756 (0.0341)	-2.22 ³
Dummy	DU_{t-1}	0.2785 (0.0340)	8.19 ³
Resíduo Defasado e Diferenciado		$DRES_{t-4}$	0.1563 (0.0809)

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

¹ Erro padrão da estimativa entre parênteses. ² Teste t convencional. ³ Significativo ao nível de 1%. ⁴ Significativo ao nível de 5%. ⁵ Significativo ao nível de 1%. ⁶ Variável de intervenção que capta mudança na inclinação da função tendência, a qual é definida como: $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁷ Variável de intervenção que capta mudança no nível da série, a qual é definida como: $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁸ As tabelas contendo os valores críticos de $t(\alpha)$ encontram-se em Perron (1994). ⁹ $\lambda = \frac{T_b}{T}$ onde T é o número total de observações; logo λ representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

Uma vez determinada a ordem de integração das variáveis, o próximo passo consistiu na realização do teste de causalidade de Granger, porém antes foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas nos testes de causalidade. Para a determinação do número de defasagens no modelo vetorial auto-regressivo (VAR), optou-se por utilizar o critério de informação de Akaike (AIC),²¹ conforme apresentado em Akaike (1974). Os resultados do critério de informação indicaram a necessidade de serem utilizadas duas defasagens.

Em relação aos testes de causalidade, os resultados mostraram que a hipótese nula (Ho) de que LFAR não causa LTC e LTRI não pode ser rejeitada, ou seja, a probabilidade de se cometer o erro do Tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira,

²¹ Outros tipos de critérios de informação que podem ser utilizados são: Critério de Akaike Corrigido (AICC), Critério de Erro de Predição Final (FPE), Critério de Hanna-Quinn (HQC) e Critério Bayesiano de Schwarz (SBC ou BIC).

está acima do nível de significância de 10,0%, mais precisamente em 31,22%; logo, o preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo não afeta o comportamento da taxa de câmbio e dos preços internacionais do trigo em grão, como era esperado. Por sua vez, a hipótese nula de que LTC e LTRI não causam LFAR é rejeitada, uma vez que a probabilidade de se cometer o erro do Tipo I, isto é, rejeitar H_0 e ela ser verdadeira, está abaixo do nível de significância de 1,0%. Portanto, a hipótese nula pode ser rejeitada e, conseqüentemente, as variáveis LTC e LTRI influenciam o comportamento de LFAR, não ocorrendo o contrário; logo, variações da taxa de câmbio e do preço internacional do grão de trigo afetam o comportamento do preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo (Tabela 4). Esses resultados mostram que os preços domésticos são influenciados pelos preços externos e, conseqüentemente, pode-se afirmar que o mercado geográfico relevante é o mercado internacional, pois o sentido de causalidade é unidirecional.

Tabela 4 - Resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis LFAR, LTC e LTRI, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Teste	Hipótese nula	Teste χ^2	Graus de liberdade	Probabilidade
1	LTRI e LTC não causam LFAR	21.73	4	0.0002
2	LFAR não causa LTRI e LTC	4.77	4	0.3122

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

O teste de co-integração de Johansen constatou que em nível de 5,0%, tanto para o caso 4²² quanto para o caso 3,²³ a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há um vetor de co-integração pode ser rejeitada, dado que os respectivos valores calculados da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ são superiores aos seus respectivos valores críticos em nível de 5%. Portanto, há somente um vetor de co-integração (Tabelas 5 e 6). Outro aspecto relevante diz respeito ao fato de que os valores dos *eigenvalues*²⁴ encontram-se dentro do círculo unitário. Assim, de acordo com Johansen (1995), isso indica que a não-estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida pela aplicação do operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferenças estacionárias (DS). Como as variáveis são co-integradas, existe relacionamento de longo prazo entre elas e, como resultado, ambos os mercados são integrados, dado que os desvios de preços entre os mercados doméstico

²² Não há nenhum *drift* (ou constante) separado na forma do VEC(p), mas a constante entra somente via termo de correção de erro.

²³ Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do VEC(p).

²⁴ Também denominados de autovalores.

e externo são transitórios, confirmando que o mercado geográfico relevante consiste no mercado internacional. Uma vez que o número de vetores de co-integração é menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), em vez de se utilizar o modelo vetorial auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o modelo vetorial de correção de erro (VEC).²⁵

Tabela 5 - Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis LTRI, LTC e LFAR, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

H_0:	H_1	<i>Eigenvalue</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência Linear
0	0	0.3285	40.97*	29.38		
1	1	0.0703	8.32	15.34		
2	2	0.0283	2.35	3.84		

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%.

Tabela 6 - Resultados do Caso 4 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis LTRI, LTC e LFAR, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

H_0:	H_1	<i>Eigenvalue</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0.3324	42.52*	34.80		
1	1	0.0819	9.38	19.99		
2	2	0.0285	2.37	9.13		

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%.

Em razão dos testes de co-integração apresentados acima, torna-se necessário determinar qual dos dois casos será utilizado neste estudo. Para tal tarefa foi utilizado o pacote estatístico/econométrico SAS versão 8.2, que permite testar qual dos dois casos é o mais adequado a partir da imposição de restrições, conforme apresentado no Quadro 1.

²⁵ Maiores detalhes sobre as inter-relações dos resultados dos testes de co-integração e a utilização de modelos VAR (em nível, ou nas diferenças) ou VEC, encontram-se em HARRIS (1995).

Hipóteses	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H_0	Constante	Linear
Hipótese alternativa: H_A	Constante	Constante

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*.

Quadro 1 - Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no teste de co-integração de Johansen

O teste de hipótese acima partiu da premissa de que a hipótese nula (H_0) diz respeito ao Caso 3, o qual se caracteriza pelo fato de o termo de correção de erro ter uma constante e o modelo de correção de erro ter uma tendência linear. A hipótese alternativa (H_A), a qual se refere ao Caso 2, apresenta a presença de constante somente no termo de correção de erro (Quadro 1).

Como tanto para o Caso 3 como para o Caso 2 verificou-se a presença de um único vetor de co-integração para a determinação de qual caso deve ser escolhido, torna-se necessário fazer o teste de co-integração de Johansen com restrição para um vetor de co-integração. Pela Tabela 7, constata-se que a hipótese nula não pode ser rejeitada, uma vez que a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (não rejeitar H_0 quando, na verdade, ela é falsa) é igual a 58,86%; portanto, não se rejeita H_0 , a qual se refere ao Caso 3 (Tabela 5).

Tabela 7 - Teste de co-integração de Johansen com restrição, para um vetor de co-integração

Rank	Eigenvalue Caso 3	Eigenvalue Caso 4	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
0	0.3324	0.3285	1.55	3	0.6715
1	0.0819	0.0703	1.06	2	0.5886
2	0.0285	0.0283	0.02	1	0.8764

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Com base nos resultados do teste de co-integração, também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isso é feito pela análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de co-integração normalizada. Neste caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente de LFAR; logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, LFAR representa a variável de saída (endógena) do sistema, ao passo que LTRI e LTC são consideradas de entrada (exógenas). Assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com

o sinal invertido para LTRI e LTC na última coluna da direita da Tabela 8, uma vez que na equação de co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Tabela 8 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC), variáveis LTRI, LTC e LFAR, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
LTRI	0.09654	-0.90917
LTC	-0.06805	-0.78608
LFAR	-0.19882	1.00000

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

As estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo vetorial de erro mostram que variações nos preços do trigo em Chicago são transferidas menos que proporcionalmente, em torno de 90,92%, para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, mostrando que essa relação é inelástica (Tabela 8).

Constata-se que variações na taxa de câmbio nominal também são transferidas menos que proporcionalmente para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, contudo em menor magnitude, em torno de 78,61%, se comparadas às variações decorrentes no preço do grão de trigo em Chicago (Tabela 8).

Portanto, com base nesses resultados, pode-se inferir que os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo são muito sensíveis às variações de preços do grão de trigo no mercado externo no longo prazo, confirmando, dessa forma, o estreito relacionamento entre essas três variáveis, conforme era esperado. Novamente, como o preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo é fortemente influenciado pelas variações de preços no mercado externo, o mercado geográfico relevante reside no mercado internacional.

Segundo Costa (1999), citando Harris (1995), os valores dos coeficientes dos parâmetros α mostram a velocidade de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, diante de um desequilíbrio transitório (curto prazo), um valor alto de α indica que a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio no longo prazo. Em contrapartida, um valor pequeno para α revela que a redução do desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio no longo prazo tende a ser corrigida lentamente. Conforme a Tabela 8, o valor estimado do coeficiente de LTRI é igual a 0,09654. Isso indica que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos lentamente, com velocidade de ajuste de apenas 9,6% em cada período; logo, isso implica um tempo relativamente extenso para se atingir

o equilíbrio de longo prazo novamente (Tabela 8). Tal resultado pode ser justificado pelo fato de que o mercado internacional de trigo é relativamente pulverizado, isto é, há vários relevantes países produtores e exportadores de trigo, fato contrário ao que acontece no mercado mundial de soja, o qual é extremamente concentrado. Assim, quando um desses países apresenta algum tipo de restrição de oferta do produto no mercado internacional, essa lacuna pode ser preenchida por outros países; daí a pequena magnitude do coeficiente de desequilíbrio transitório. Com base em dados de Agrianual (2005), foram calculadas as participações médias percentuais dos principais países exportadores de trigo para o período de 1999 a 2005. Em ordem decrescente têm-se: Estados Unidos (25,53%), Canadá (14,33%), União Européia (14,57%), Austrália (14,23%), Argentina (9,16%), Rússia (4,78%), outros países (17,38%). Além disso, foram calculados três índices de concentração, visando, dessa forma, confirmar que o referido mercado é desconcentrado. O índice de concentração CR4, o qual é o resultado da soma percentual dos quatro maiores exportadores de trigo, atingiu 68,67%. O índice de concentração CR6, o qual é a soma percentual dos seis principais exportadores de trigo, totalizou 82,62%. Finalmente, foi calculado o índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), o qual, segundo Viscusi, Vernon e Harrington JR (1995, p. 150), tem “a vantagem de incorporar mais informação sobre o tamanho da distribuição dos vendedores do que os simples índices de concentração”. O HHI²⁶ tem valor máximo igual a 10.000 e, nesse caso, há somente um vendedor no mercado (monopólio). O valor obtido para o HHI foi igual a 1.681,46, valor muito distante de 10.000; logo, esse mercado não apresenta elevado nível de concentração.

O valor estimado do coeficiente de desequilíbrio transitório para a variável LTC é igual a -0.06805, indicando, dessa forma, que tem um ajuste relativamente mais lento do que a variável LTRI, pois os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos por volta de apenas 6,8% em cada período relativamente ao período imediatamente antecedente. Possivelmente, a explicação para essa reduzida velocidade para retorno ao equilíbrio da variável taxa de câmbio nominal possa ser o fato de que no período analisado não há consenso de qual seja o valor da taxa de câmbio de equilíbrio. Observa-se que, em função da condição conjuntural, o patamar da taxa de câmbio tem apresentado elevada flutuação, não convergindo para um patamar específico. Caso o sistema de câmbio fosse do tipo fixo ao invés de flutuante, possivelmente, a magnitude desse coeficiente seria elevada.

Por outro lado, o coeficiente de curto prazo estimado para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo mostra que, comparativamente aos preços em Chicago, os primeiros tendem a eliminar os desequilíbrios transitórios com velocidade de 19,88%

²⁶ O HHI é calculado da seguinte forma conforme apresentado em Viscusi, Vernon e Harrington Jr. (1995, p.150), “ s_i denota o percentual da firma i no total de vendas da indústria (isto é, seu *market share*), então, o HHI é definido como $HHI = (100s_1)^2 + (100s_2)^2 + \dots + (100s_n)^2$ onde n é igual ao número de firmas”.

em cada período contra apenas 9,6% do segundo (Tabela 8). Portanto, pode-se inferir que, no longo prazo, os desequilíbrios de preços no mercado de farinha de trigo na cidade de São Paulo tendem a ser eliminados mais rapidamente relativamente aos preços de grão de trigo em Chicago, refletindo a condição de que o Brasil é tomador de preços no mercado internacional de trigo, isto é, os preços domésticos desse produto no Brasil respondem rapidamente aos estímulos do mercado externo, mostrando o elevado nível de atrelamento dos preços internos brasileiros em relação aos internacionais. O mesmo se aplica na comparação dos coeficientes desequilíbrios de curto prazo entre preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo e a taxa de câmbio nominal; logo, o mercado relevante é o mercado internacional.

Com o objetivo de verificar que a Lei do Preço Único prevalece no mercado da farinha de trigo na cidade de São Paulo, foi imposta a restrição de que os parâmetros de longo prazo (β)²⁷ para as variáveis LTRI e LTC são iguais a um. Assim, o modelo vetorial de correção de erro foi novamente estimado, mas desta vez foram colocadas restrições de que os coeficientes relativos a LTRI e LTC são ambos iguais à unidade. Em função da imposição dessas restrições, a matriz H tem o seguinte aspecto (Quadro 2).

Variável	Vetor 1	Vetor 2
<i>LFAR</i>	1	0
<i>LTRI</i>	-1	0
<i>LTC</i>	-1	0

Fonte: Adaptado de Statistical Analysis Software (SAS).

Quadro 2 - Matriz H com as restrições impostas aos parâmetros β

Dado que foram impostas as restrições de que $\beta_{11} = -\beta_{21} = -\beta_{31}$, o modelo vetorial de correção de erro foi estimado novamente levando em consideração essas restrições sobre os parâmetros de longo prazo, as quais afetam o comportamento dos elementos de curto prazo α (Tabela 8).

Ao impor as restrições de que os parâmetros de longo prazo (β) para LFAR e LTC são ambos iguais à unidade, verifica-se que houve mudanças nos coeficientes de ajustes de desequilíbrios transitórios nessas duas variáveis, pois desequilíbrios transitórios de preços do grão de trigo em Chicago tendem a ser corrigidos mais rapidamente (8,03%) no período atual relativamente ao período anterior, do que desequilíbrios de curto prazo envolvendo a taxa de câmbio (2,17%), conforme Tabela 9. Apesar dessas mudanças,

²⁷ A questão relativa a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em Johansen (1995) e Harris (1995).

desequilíbrios transitórios nos preços do grão de trigo em Chicago são corrigidos mais lentamente (8,03%) do que os desequilíbrios de curto prazo nos preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, a qual apresenta uma velocidade de ajuste da ordem de 14,64% no período atual, tendo como referência o período anterior, ou seja, esses resultados confirmam aqueles obtidos para o modelo vetorial de correção de erro sem restrições (Tabela 8). Mais especificamente, dado que a bolsa de Chicago é formadora de preços, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos mais lentamente do que desequilíbrios de preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, refletindo o fato de que o Brasil é tomador de preços no mercado internacional de trigo, como já analisado anteriormente.

Tabela 9 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC) com restrições sobre os parâmetros β , variáveis LTRI, LTC e LFAR, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) levando em consideração as restrições	Restrições sobre os parâmetros de longo prazo (β)
	sobre β	
LTRI	0.08027	-1
LTC	-0.02172	-1
LFAR	-0.14643	1

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Finalmente, para confirmar que a imposição das restrições de que os parâmetros de longo prazo para LTRI e LTC são significativas, isto é, validam a Lei do Preço Único, foi realizado teste χ^2 para o conjunto de restrições, ou seja, β assume valor igual a um, tanto para LTRI, quanto LTC.

Os resultados do teste χ^2 mostram que a probabilidade de se cometer o erro do Tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes dos parâmetros restritos não são significativos conjuntamente ($\beta_{11} \neq \beta_{21} \neq \beta_{31} \neq 1$), quando, na verdade, ela é verdadeira, está abaixo de 1,0%; logo, rejeita-se a hipótese nula em detrimento da hipótese alternativa, de que os parâmetros restritos são significativos ($\beta_{11} = \beta_{21} = \beta_{31} = 1$), conforme apresentado na Tabela 10. Em termos econômicos, isso quer dizer que a Lei do Preço Único no mercado de trigo é válida, pois, no longo prazo, variações na taxa de câmbio nominal e nos preços desse produto na bolsa de Chicago são transferidas plenamente para os preços domésticos na cidade de São Paulo, configurando, dessa forma, que a elasticidade de transmissão de preços é unitária, conforme era esperado.

Tabela 10 - Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo (β) do vetor co-integração para as variáveis LFAR, LTRI e LTC

Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição	<i>eigenvalue</i>	χ^2	Graus de liberdade	P value
0.2621	0.3285	7.72*	2	0.0210

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

* Significativo em nível de 5,0%.

A Tabela 11 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as três variáveis²⁸. A segunda coluna da Tabela 11 apresenta os períodos, que nesse caso estão expressos em número de meses. Neste trabalho, admite-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdure no máximo vinte e quatro meses. No caso da variável LFAR, a terceira coluna capta o percentual da variância dos erros de previsão²⁹ em função de choques não antecipados sobre essa variável, isto é, mede qual o efeito que um choque não antecipado sobre LFAR tem sobre ela mesma ao longo do tempo. A quarta e quinta colunas mostram os percentuais das variâncias dos erros de previsão de LFAR que são atribuídas às variações em LTRI e LTC, respectivamente. A partir da Tabela 11, verifica-se que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre LFAR, somente 5,28% da variância dos erros de previsão de LFAR são atribuídos a ela própria, ao passo que 68,35% e 26,37% da sua decomposição da variância dos erros de previsão devem-se a LTRI e LTC, respectivamente. Portanto, esse resultado confirma, enfaticamente, que o preço da farinha de trigo é pesadamente influenciado pelo preço internacional do grão trigo e da taxa de câmbio, comprovando a estreita inter-relação entre os preços domésticos e externos nesse segmento. Confirma-se, mais uma vez, que o mercado geográfico relevante consiste no mercado internacional.

²⁸ Conforme Margarido (2000, p. 132-133), “a decomposição dos erros de previsão mostra o comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis econômicas. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema”.

²⁹ De acordo com Margarido, Bueno, Martins e Carnevalli (2004, p.88-89), ao “utilizar os modelos VAR ou VEC, um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, sendo assim, torna-se necessário efetuar alguns ajustes em relação a matriz de variância-covariância dos resíduos (Σ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, o que implica que os choques u_{1t} , u_{2t} , ..., u_{nt} , podem ocorrer simultaneamente com probabilidade diferente de zero, ou seja, podem estar contemporaneamente correlacionados, sendo que, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância-covariância para evitar que choques sobre determinada variável contamine todo o sistema, impedindo dessa maneira que se possa analisar somente o efeito individual desse choque sobre o comportamento da variável de interesse. O procedimento mais utilizado para diagonalizar essa matriz consiste em efetuar a decomposição de Cholesky. A partir desse procedimento é possível verificar o efeito, período a período, que um choque unitário de um desvio padrão, em só uma das variáveis do modelo, têm sobre todas demais variáveis do mesmo. No entanto, é importante frisar que,

Tabela 11 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LFAR, LTRI e LTC, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Variável	Lead	LFAR	LTRI	LTC
LFAR	1	1	0	0
	6	0.32342	0.47502	0.20156
	12	0.11288	0.63653	0.25059
	18	0.06986	0.67014	0.26
	24	0.05284	0.68347	0.26368

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de LTC mostram que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, cerca de 81,85% de seu comportamento devem-se a ela própria; os aproximadamente 18,15% restantes são atribuídos a LFAR (14,97%) e LTC (3,18%), respectivamente (Tabela 12).

Tabela 12 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LFAR, LTRI e LTC, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Variável	Lead	LFAR	LTRI	LTC
LTRI	1	0.01678	0.98322	0
	6	0.03978	0.95463	0.00558
	12	0.09398	0.88957	0.01645
	18	0.12824	0.84597	0.02578
	24	0.14967	0.81854	0.03179

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Para a variável LTC, vinte e quatro meses após a incidência de um choque não antecipado sobre essa variável, cerca de 63,54% da sua decomposição da variância dos

apesar da ortogonalização dos erros pela decomposição de Cholesky resultar em uma matriz de variância-covariância de inovações diagonal, isto é, não apresentar correlação serial entre os termos de erro, ainda assim, é um método arbitrário pois atribui efeitos comuns, ou seja, mudando a ordem das equações tal procedimento pode levar a mudanças na função de resposta de impulso, fato esse que exige muito cuidado na interpretação de seus resultados". Em outras palavras, de acordo com BLISKA (1990, p. 46) uma "das principais vantagens das inovações ortogonalizadas sobre as demais é a de serem não correlacionadas. No entanto, há uma decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado. Logo, quanto menor a covariância contemporânea (menor correlação entre os resíduos) menor é a importância da ordem selecionada". Portanto, mesmo não havendo sentido de causalidade entre duas variáveis, ainda assim, pode haver efeito de um choque em uma delas sobre a outra em função da presença da covariância entre seus respectivos erros.

erros de previsão deveram-se a ela mesma, sendo os restantes 36,46% distribuídos, em ordem decrescente, da seguinte forma, 35,28% para LTRI e 1,17% para LFAR (Tabela 13).

Tabela 13 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LFAR, LTRI e LTC, janeiro de 1999 a dezembro de 2005

Variável	Lead	LFAR	LTRI	LTC
LTC	1	1.38E-08	0.14769	0.85231
	6	0.00661	0.30455	0.68884
	12	0.00998	0.33727	0.65274
	18	0.01117	0.34786	0.64097
	24	0.01173	0.35283	0.63544

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

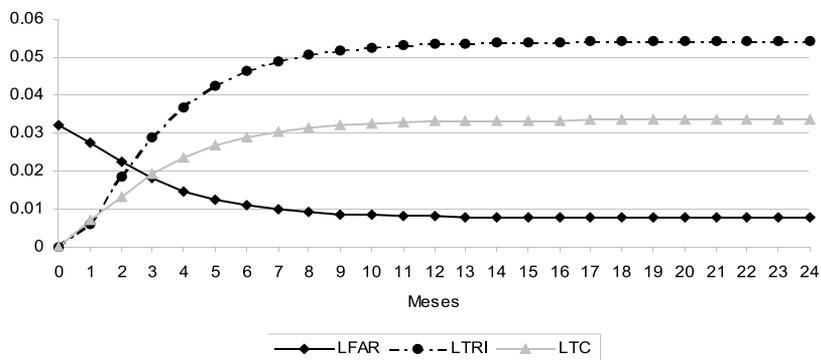
Em relação às respectivas funções de resposta de impulso, um choque não antecipado de LFAR sobre ela própria mostra duas fases distintas. Inicialmente, a função de resposta de impulso decai exponencialmente até, aproximadamente, o décimo segundo mês; a partir desse ponto, estabiliza-se (Figura 1). Portanto, os efeitos de aumentos de preços da farinha de trigo no varejo tendem a ser absorvidos pelo mercado ao longo do tempo até se esgotarem ao fim de doze meses após esse choque inicial, caracterizando um comportamento auto-regressivo, conforme era esperado.

Um choque não antecipado na taxa de câmbio induz elevação do preço da farinha de trigo no varejo até o segundo mês após a incidência desse choque. Posteriormente, o preço da farinha de trigo cresce, porém a taxas decrescentes até o décimo segundo mês após a incidência do choque inicial não antecipado; a partir desse ponto, estabiliza-se num patamar superior àquele do início do processo (Figura 1). Uma desvalorização cambial tende a desestimular a importação de trigo, pois os importadores passam a despender mais reais por dólar na aquisição do produto no exterior. Isso eleva os custos de produção dos moinhos, pois o preço da principal matéria-prima eleva-se; conseqüentemente, a tendência é de que esse reajuste de preços seja repassado parcial ou totalmente para a farinha e produtos derivados do trigo no segmento varejista.³⁰

Diante de um choque não antecipado no preço internacional do grão de trigo, o preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo apresentou comportamento semelhante àquele em função de choques não antecipados na taxa de câmbio, porém com maior

³⁰ Utilizando modelo de regressão linear conforme apresentado em RAMANATHAN (1998) e MATOS (2000), foram calculadas as taxas de crescimento do preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo, da cotação do grão de trigo em Chicago e da taxa de câmbio. Os resultados mostram que enquanto o preço do trigo no mercado externo apresentou taxa de crescimento médio anual de apenas 4,85% ao ano, a taxa de câmbio cresceu cerca de 7,75% ao ano e o preço da farinha de trigo evoluiu a uma taxa média de crescimento de 13,0% ao ano.

intensidade, fato que indica que variações nos preços internacionais do trigo têm maior impacto sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo relativamente a variações cambiais, como ficou demonstrado nas estimativas de curto e longo prazos apresentadas no modelo VEC delineado anteriormente (Figura 1).



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Figura 1 - Funções de Respostas de Impulsos dos Preços da Farinha de Trigo na cidade de São Paulo em relação a choques não antecipados em LFAR, LTRI e LTC para 24 meses

Visando confirmar se os preços domésticos do trigo na cidade de São Paulo estão descolados dos preços do trigo praticados no mercado internacional e da taxa de câmbio, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros α , a fim de averiguar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

Os resultados mostram que a hipótese nula – que os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo não reagem a mudanças (é fracamente exógena) na relação de equilíbrio de longo prazo – foi rejeitada, pois há menos de 1,0% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula, quando ela é verdadeira. Isso indica que a variável LFAR não é fracamente exógena relativamente a LTRI e LTC, ou seja, os preços internacionais do trigo e as cotações da taxa de câmbio influenciam o comportamento dos preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, não ocorrendo o contrário. Portanto, não há nenhuma informação relevante na equação de LFAR que torne mais eficientes as estimações das equações de LTRI e LTC, respectivamente (Tabela 14). O mesmo não foi constatado para as variáveis LTRI e LTC em relação a LFAR, pois os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo não influem no comportamento dos preços internacionais do trigo e da taxa de câmbio, visto que ambas são fracamente exógenas, confirmando, dessa forma, os resultados obtidos nos testes de causalidade de Granger.

Esses resultados podem ser justificados pela relevância que as importações brasileiras de trigo assumiram tanto em termos da balança comercial brasileira quanto em relação à participação do Brasil na demanda mundial de trigo. Os resultados dos testes de exogeneidade reafirmam que o mercado geográfico relevante é o mercado internacional em relação ao preço da farinha de trigo na cidade de São Paulo.

Tabela 14 - Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo (α) para as variáveis LFAR, LTRI e LTC

Variável	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
LFAR	19.92	1	<.0001
LTRI	2.33	1	0.1273
LTC	2.01	1	0.1565

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da *Gazeta Mercantil*, Ipeadata e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

6 CONCLUSÃO

Após vários anos de intensa regulamentação estatal, o setor tritícola passou a operar num sistema concorrencial no início da década de 1990. Isso teve impacto direto sobre os diversos segmentos que compõem a cadeia do trigo (produção, importação e comercialização tanto em nível de atacado quanto de varejo), pois passou-se de um sistema fechado para outro aberto, em que há maior exposição dos agentes econômicos aos choques externos (ou exógenos). Em função dessas mudanças, este artigo analisou a transmissão de preços das cotações do trigo no mercado internacional e da taxa de câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo. O referencial teórico utilizado foi a Lei do Preço Único. Os resultados do modelo VEC sem restrições mostraram que os preços são influenciados tanto pelas variações de preços do trigo no mercado externo quanto pela taxa de câmbio, prevalecendo o efeito-preço, ou seja, variações de preços no mercado internacionais do trigo no longo prazo têm impacto mais acentuado sobre o preço da farinha na cidade de São Paulo relativamente a variações na taxa de câmbio. Visando confirmar a validade da Lei do Preço Único, em função do elevado nível de abertura ao comércio exterior da cadeia de trigo no Brasil, foram testadas restrições sobre os parâmetros de longo prazo. Os resultados confirmaram que prevalece a Lei do Preço Único, ou seja, no longo prazo os preços domésticos tendem a se equiparar aos preços externos e taxa de câmbio, conforme era esperado. Esse resultado mostra que, no caso da farinha de trigo na cidade de São Paulo, o mercado relevante consiste no mercado internacional.

Apesar de a abertura do mercado de trigo, aparentemente, ser benéfica ao consumidor, dado o aumento da concorrência entre os moinhos, não somente via preços mais reduzidos como também pela introdução de novos produtos à disposição do consumidor, essa não é uma situação ideal, pois os preços domésticos não estão atrelados somente aos preços externos, mas também à taxa de câmbio, que é uma variável exógena no sentido de que é uma variável macroeconômica, não setorial, além de apresentar grande volatilidade em função do “humor” do mercado, o que impacta diretamente os preços domésticos do trigo e seus derivados.

Em razão dessa situação, diversas medidas, tanto de longo quanto de curto prazo, para reduzir essa dependência do produto importado, via redução e custos de produção e ampliação da área cultivada, têm sido adotadas. Entre essas, no caso do longo prazo, destaca-se o empenho da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) no sentido de desenvolver novas variedades de sementes de trigo, que se adaptem ao solo e clima da região do cerrado. No entanto, é necessário observar que as pesquisas estão voltadas unicamente para o desenvolvimento de sementes de trigo geneticamente melhoradas para a utilização na produção de farinha para panificação; os demais tipos de produtos a base de trigo, tais como macarrão, bolachas e biscoitos, etc., necessitam de trigo de qualidade melhor.

Já, no curto prazo, conforme Dias, Pih e Ferraz (2005), nos últimos anos houve sucessivas correções anuais do preço mínimo do trigo, visando favorecer não somente aqueles estados que são tradicionais produtores, como também estimular a produção de trigo em outros estados. Contudo, ainda assim o custo de produção do trigo na Argentina é US\$ 100,00 menor relativamente ao trigo produzido no Brasil. Essa vantagem competitiva da Argentina em relação ao Brasil não se deve exclusivamente às condições de solo e clima, mas também à estrutura tributária e logística³¹ que prevalece no Brasil. São necessárias reformas tributárias no sentido de desonerar os impostos que incidem sobre a cadeia da farinha de trigo e seus derivados, com a taxação incidindo exclusivamente sobre o trigo em grão. Além disso, também são necessárias medidas para elevar a eficiência do sistema de transporte, pois a atual Lei de Cabotagem impede o transporte de mercadorias entre portos brasileiros utilizando-se navios de países terceiros. A modificação da referida lei possibilitaria incrementar a eficiência do sistema de cabotagem, pois aumentaria a concorrência, dado que as empresas nacionais teriam de concorrer com empresas estrangeiras de cabotagem e, como consequência, haveria tendência de queda dos custos relacionados com fretes, facilitando o transporte do produto nacional proveniente dos estados do sul do país para as unidades consumidoras da federação, como os estados nordestinos.

³¹ Também denominado de Custo Brasil.

Essa redução de custos poderia ser repassada aos consumidores, elevando o nível de bem-estar social ao aumentar o excedente do consumidor.³²

Finalmente, torna-se necessário realçar que esse estudo abre espaço para o desenvolvimento de trabalhos futuros sobre a delimitação de mercado geográfico relevante via utilização do instrumental de séries de tempo, método este não tão difundido para esse tipo de análise, que, no entanto, pode ser aplicado tanto para outros produtos agropecuários, como foi o caso do segmento de trigo abordado aqui como também para demais produtos primários e inclusive industriais.

8 REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transaction on Automatic Control, AC-19, p. 716-723. (1974).

ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - Agriannual 2005. São Paulo: FNP & Consultoria, 2005. 482 p.

BANERJEE, Anindya et al. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).

BARROS, Geraldo S. A. C.; BURNQUIST, Heloisa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7, São Paulo, 1987. *Anais...* São Paulo, 1987. p. 175-190.

BARROS, Geraldo S. A. de C. *Preços de commodities agrícolas e o câmbio flexível*. Piracicaba: Esalq, 1990. 36 p.

BLISKA, Flávia M. de Mello. Formação de preços de carne bovina: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial. *Agricultura em São Paulo*, v. 37, n. 3, p. 41-59, 1990.

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Second edition, Great Britain: Edward Elgar, 1999. 344p.

³² NICHOLSON (2002) o conceito de excedente do consumidor permite estimar os ganhos e/ou perdas para o consumidor a partir do conhecimento da curva de demanda para determinado produto. Em outras palavras, possibilita auferir os ganhos e/ou perdas do consumidor a partir de mudanças de preços. Portanto, corresponde ao benefício total ou valor que os consumidores recebem além daquilo que pagam pela mercadoria.

COSTA, Silvia M. A. L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37. Foz do Iguaçu, 1999. *Anais...* Brasília: Sober, 1999.

DIAS, Daniel da Silva; PIH, Lawrence; FERRAZ, Ricardo M. Marcondes. Impostos demais, logística de menos e competição argentina dificultam a produção nacional. Mercados e Perspectivas, p. 483-484. In: ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - AGRIANUAL 2005. São Paulo: FNP & Consultoria, 2005. 492 p.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 2004. 460p.

FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. Advanced texts in econometrics.

FARINA, Elizabeth M. M. Q.; AZEVEDO, Paulo F.; SAES, Maria S. M. *Competitividade: mercado, estado e organizações*. São Paulo: Singular, 1997. 286p.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, p. 424-438. 1069. In: *Essays in Econometrics. Collected Papers of Clive W. J. Granger. Volume II: Causality, Integration and Cointegration, and Long Memory*. Edited by: Eric Ghysels, Norman R. Swanson, and Mark W. Watson. United States: Cambridge University Press, 2001.

HARRIS, Richard I. D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302p.

HARRIS, Richard I. D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

JOHANSEN, Soren. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).

JOHANSEN, Soren. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in U. K. money data demand. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 313-334, 1992.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. *International economics: theory and policy*. 4. ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.

MARGARIDO, Mario A. et al. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. *Pesquisa e Debate*, v. 15, n. 1(25), p. 69-106, 2004.

MARGARIDO, Mario A. *Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil*. Tese (Doutorado) - USP/Esalq, Piracicaba, 2000, 173p.

MATOS, Orlando C. de. *Econometria básica*. São Paulo: Atlas, 2000. 300p.

MELLO, M. T. L. Defesa da concorrência. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. (Org.). *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Rio de Janeiro: Campus, 2002. p. 485-514.

MUNDLACK, Yair; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, p. 139-162, 1982.

NICHOLSON, Walter. *Microeconomic theory: basic principles and extensions*. United States of America: South-Western. 2002. 748p.

OLIVEIRA, Gesner; GUEDES FILHO, Ernesto M.; VALLADARES, Frederico E. C. Técnicas econométricas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: uma aplicação para a petroquímica. In: MATOS, César (Org.). *A revolução do antitruste no Brasil: a teoria econômica aplicada a casos concretos*. São Paulo: Singular, 2003.

PATTERSON, Kerry. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. United States of America: St. Martin's Press, 2000. 795p.

PERRON, Pierre. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. Bhaskara. *Cointegration for the applied economist*. New York: ST. Martin's Press, 1994. p. 113-146.

RAMANATHAN, Ramu. *Introductory econometrics: with applications*. United States of America: The Dryden Press, 1998. 664p.

SEAE e SDE. Portaria Conjunta SEAE/SDE N. 50, de 1 de agosto de 2001.

SILVA, Vera Martins da. *A regulação do mercado brasileiro de trigo*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1992. p. 179. (Campi; 9).

VISCUSI, W. Kip; VERNON, John M.; HARRINGTON JR, Joseph E. *Economics of regulation and antitrust*. United States: MIT Press, 1995. 890p.

SYNOPSIS

USING TIME SERIES MODELS FOR DETERMINATION OF THE GEOGRAPHIC MARKET OUTSTANDING: THE CASE OF WHEAT FLOUR IN THE SÃO PAULO CITY

This paper analysed the price elasticity transmission between the wheat flour prices in city of São Paulo, the wheat international price and the exchange rate. It was used several time series methods namely the following: unit root with structural break (PERRON, 1994), Granger causality test, Johansen Cointegration test, Vectorial Error Correction Model with restritions on long run parameters, variance decomposition of prediction error, impulse response function and exogeneity test. The theoretical model was based in the Law of One Price. The analysis period used was from January 1999 to December of 2005. The results showed that in the long run variations in the wheat international prices and exchange rate are fully transmitted into wheat flour prices in the São Paulo city, thus confirming the Law of One Price in this market. Therefore, the wheat flour market for São Paulo city is the own wheat international market.

Key-words: wheat flour, time series, cointegration, Law of One Price.

JEL Classification: C3, C32

SYNOPSIS

UTILIZANDO MODELOS DE SERIES TEMPORALES PARA DETERMINACIÓN DEL MERCADO GEOGRÁFICO RELEVANTE: EL CASO DE LA HARINA DE TRIGO EN LA CIUDAD DE SÃO PAULO

Fue analizada la elasticidad de la transmisión entre los precios de la harina de trigo en la ciudad de São Paulo, de la cotización internacional do granos de trigo y del tipo de cambio. Fueron utilizados diferentes métodos relacionados con series temporales: teste de raíz unitaria con rupturas estructurales (Perron, 1994), de causalidad de Granger, de co-integración de Johansen, Modelo Vectorial de Corrección de Errores con imposición de restricciones sobre parámetros de largo plazo, descomposición da variancia de errores de previsión, función de respuesta de impulso y teste de exogeneidad. El modelo teórico utilizado tiene como base la Ley del Precio Único. El período analizado corresponde a enero de 1999 hasta diciembre de 2005. Los resultados indican que en el largo plazo las variaciones de las cotizaciones internacionales de trigo en granos y del tipo de cambio son plenamente transmitidas para los precios de la harina de trigo en la ciudad de São Paulo, confirmando, por lo tanto, la Ley del Precio Único en este mercado.

Palabras llaves: harina de trigo, series temporales, co-integración, Ley del Precio Único.