

# ANÁLISE DOS EFEITOS PREÇO E CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS DA FARINHA DE TRIGO NA CIDADE DE SÃO PAULO: uma aplicação de modelos de séries de tempo<sup>1</sup>

MARIO ANTONIO MARGARIDO<sup>2</sup>  
CARLOS ROBERTO FERREIRA BUENO<sup>3</sup>  
VAGNER AZARIAS MARTINS<sup>4</sup>  
IZABELLE FELÍCIO TOMAZ<sup>5</sup>

**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.

**Palavras-chave:** farinha de trigo, séries de tempo, co-integração, Lei do Preço Único.

## PRICE AND EXCHANGE RATE EFFECTS ANALYSIS ON WHEAT FLOUR PRICES IN THE CITY OF SÃO PAULO: an application of time series models

**Abstract:** *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:*

---

<sup>1</sup> Recebido para publicação em 13/02/2007. Liberado para publicação em 10/05/2007. Versão preliminar desse trabalho foi apresentada no *IX Encontro de Economia – Região Sul (ANPEC-SUL)*. Local: Florianópolis (SC). No período de 06 e 07 de julho de 2006. Recebido em 19/12/2006. Liberado para publicação em 03/02/2007.

<sup>2</sup> Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br.

<sup>3</sup> Médico Veterinário e Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: crfbueno@iea.sp.gov.br.

<sup>4</sup> Estatístico e Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola. E-mail: vagneram@iea.sp.gov.br.

<sup>5</sup> Estudante de Ciências Econômicas do Centro Universitário da Fundação Santo André e Estagiária da FUNDAP no IEA. E-mail: iza.belle@terra.com.br.

*unit root with structural break (PERRON, 1994), Granger causality test, Johansen Cointegration test, Vectorial Error Correction Model with restrictions 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.*

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

**JEL Classification:** C3, C32

## 1. Introdução

A economia brasileira passou por importantes transformações no decorrer da década de 90. Entre os fatores preponderantes desse período deve-se destacar a abertura econômica implementada pelo Governo Collor no início da referida década. Também, a constituição do Mercado Comum do Cone Sul (MERCOSUL), conjuntamente com a estabilização econômica proporcionada pelo Plano Real induziram maior grau de inserção da economia brasileira no comércio internacional, provocando relevantes modificações não somente em nível macro como 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.

Dado que, o comércio internacional não é “uma rua de mão única”, o foco desse 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 AGRIANUAL (2006), verifica-se que o Brasil destaca-se pelo fato de ser o terceiro maior importador mundial de trigo, adquirindo no período de 1999 a 2005 cerca de 5,9% do total comercializado no mundo, 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 analisar os dados relativos à demanda de trigo fornecidos 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 o trigo exerce 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.

Os preços do trigo no mercado internacional são formados nas bolsas de Chicago e de Kansas City e suas oscilações sinalizam para o mundo as expectativas em relação à oferta e demanda sobre o mercado futuro (TOMASINI e AMBROSI, 1998).

O consumo de trigo e derivados, de acordo com a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) pode ser medida como somatória de diversos produtos como o pão, farinha de trigo, biscoitos doces, salgados e macarrão, sem considerar os demais produtos que levam trigo em sua composição. Conforme a POF-FIPE 98/99 a quantidade em kg. consumida no período de 30 dias por uma família de renda média composta por quatro pessoas para a cidade de São Paulo é respectivamente 0,950 kg. para biscoitos doces e salgados; 0,444 kg. para pão de forma; 4,351 kg. para o pão francês; 1,007 kg. para o macarrão, incluindo o instantâneo e finalmente 0.649 kg. para a farinha de trigo.

Conforme descrito no *site* da ABITRIGO<sup>6</sup>, a Normativa nº 07 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), os cultivares de trigo são classificados (de acordo com a alveografia<sup>7</sup> e o Índice de Queda<sup>8</sup>) 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 produção de massas alimentícias secas (do tipo italiana). Finalmente, trigo para outros usos é o destinado à alimentação animal ou outro uso industrial.

Especificamente, em relação ao setor do trigo no Brasil, em linhas gerais<sup>9</sup>, 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

---

<sup>6</sup> <http://www.abitrigo.com.br/trigo.asp>

<sup>7</sup> Alveografia: Teste que analisa as propriedades de tenacidade e de extensibilidade da massa. Detalhes sobre esse teste podem ser obtidos no *site* da ABITRIGO.

<sup>8</sup> Detalhes sobre o índice de queda podem ser obtidos no *site* da ABITRIGO.

<sup>9</sup> Detalhes sobre a evolução da regulamentação do setor tritícola no Brasil podem ser encontrados em SILVA (1992) e FARINA, AZEVEDO, SAES (1997).

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 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 e SAES, 1997, p.202).

Com base nestas prerrogativas, o mercado nacional, altamente dependente do produto importado, lida com diversos fatores que pressionam setores vitais para a estabilidade econômica nacional, entre os quais destacam-se: 1) a segurança de que um dos principais itens da cesta básica do brasileiro esteja disponível e com preço compatível com a renda do consumidor; 2) que a importação deste produto não pese exageradamente na balança comercial comprometendo a saúde das contas externas do país; 3) que o governo em conjunto com os produtores nacionais trabalhem, via pesquisa e novas fontes de financiamento, visando dessa forma, estimular área, produção e produtividade, reduzindo assim a dependência do país em relação ao trigo importado; 4) que o parque industrial nacional, responsável pela moagem e industrialização do trigo não trabalhe com capacidade ociosa elevada, pois a subutilização do parque industrial eleva os custos de produção e dificulta as possibilidades de enfrentar a concorrência com produtos acabados dos países do Mercosul; 5) fatores complementares a cadeia do trigo tais como os custos de logística, impostos, insumos e porque não dizer, os próprios subsídios a produção e exportação praticados pelos países desenvolvidos exportadores. Todos estes fatores contribuem decisivamente para desenhar um cenário crítico para a possibilidade de que ocorra um aumento da demanda de trigo e derivados no mercado nacional a médio e longo prazo ocasionado pelo acesso ao consumo das camadas mais carentes da sociedade cujo consumo *per capita* ano esta em torno de 52 Kg conforme CAFÉ 2003.

Para tanto se faz necessário determinar exatamente qual o sentido dos vetores que fazem parte desta equação e quais as possibilidades de rearranjo caso ocorram alterações no cenário nacional ou mundial.

## 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.

Especificamente, objetiva-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre essas três variáveis através 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<sup>10</sup> 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.

### Modelo teórico

O modelo teórico utilizado neste trabalho foi desenvolvido por MUNDLACK e LARSON (1992). Esse modelo mostra como variações nos preços externos refletem-se em variações nos preços internos<sup>11</sup>. Tendo-se como base a Lei do Preço Único<sup>12</sup> pode-se escrever o preço doméstico do produto agrícola como função do preço internacional da *commodity* agrícola<sup>13</sup>, da taxa de câmbio nominal e da política comercial adotada<sup>14</sup>. Algebricamente, esse modelo<sup>15</sup> pode ser representado como:

---

<sup>10</sup> 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”.

<sup>11</sup> Em ausência de intervenção, o preço doméstico será na mesma magnitude dos preços externos. Nesse caso prevalece o processo de arbitragem.

<sup>12</sup> 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.

<sup>13</sup> 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>

<sup>14</sup> Dado que não se pretende abordar questões relativas à política comercial, essa variável não será introduzida no modelo analisado.

<sup>15</sup> 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*.

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

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  $u \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$ ,  $E(e_t)$  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:

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

onde  $\alpha$  é uma constante (ou intercepto), sendo que, adota-se a hipótese de que  $\beta$  seja igual a unidade. Assim sendo, o coeficiente  $\beta$  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  $\beta$  é igual a zero isso implica que, variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de resposta do preço doméstico, nesse caso, a economia do país é completamente fechada. O caso mais comum é que o valor de  $\beta$  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  $\gamma$  representa a elasticidade da taxa de câmbio nominal, isto é, como variações na taxa de câmbio são transferidas para os preços da farinha trigo na cidade de São Paulo. 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,  $\gamma$  também assumam valor igual à unidade.

### 3. Material e métodos

#### 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/bushel<sup>16</sup> de 60

---

<sup>16</sup> Um bushel = 60 lb.

lbs<sup>17</sup>; 2) taxa de câmbio (*TC*), média mensal de compra<sup>18</sup>, em R\$/US\$ e 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 abrange janeiro de 1999 a dezembro de 2005.

Dado que, objetiva-se determinar às respectivas elasticidades de transmissão de preços<sup>19</sup>, todas as séries foram transformadas em base logarítmica. Sendo assim, para representar o logaritmo de cada variável foi utilizada a seguinte notação: *LTRI*, *LTC* e *LFAR*, onde cada uma delas representa o logaritmo da cotação internacional do trigo, da taxa de câmbio e do preço da farinha de trigo, respectivamente.

## **Métodos**

O primeiro passo consistiu na visualização de 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, e, 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 a 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

---

<sup>17</sup> Libra-peso (lb.) = 453,592g.

<sup>18</sup> Utilizou-se a taxa média mensal de compra ao invés da taxa de venda, pois o trigo é um produto importado, logo, os moinhos no Brasil necessitam trocar reais por dólares para adquirir o produto no mercado internacional.

<sup>19</sup> 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”.

se diz que a variável  $A$  causa a variável  $B$  no sentido de Granger, o qual é representado como  $A \Rightarrow B$ , isto 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<sup>20</sup>, entre os preços domésticos da farinha de trigo na cidade de São Paulo e à taxa de câmbio e a cotação internacional do trigo. Finalmente, foram utilizados testes de exogeneidade<sup>21</sup> para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo<sup>22</sup>.

]

---

<sup>20</sup> 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”.

<sup>21</sup> De acordo com COSTA (1999, p.6), citando HARRIS (1995), os “parâmetros  $\alpha$  proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro  $\alpha$  está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo,  $\beta$ . 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  $\alpha$  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”.

<sup>22</sup> 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).

## 4. Análise dos resultados

### Testes de Raiz Unitárias

Para a variável *LFAR* foi detectada uma quebra estrutural abrupta, porém, sem alteração da tendência da série, na observação 43, a qual corresponde a julho de 2002. Sendo 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 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 elimina-se àquelas que não são significativas sendo que a direção é 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 função da quebra de safra decorrente de problemas climáticos de alguns dos principais produtores e exportadores, entre eles, os Estados Unidos, Canadá e Austrália.

Como o valor calculado para o teste de raiz unitária com quebra estrutural é superior ao seu respectivo valor tabelado ( $-3.76 < 10.38$ ) em nível de significância de 5% (Tabela 1), não rejeita-se 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.**

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

<sup>1</sup> Erro padrão da estimativa entre parênteses. <sup>2</sup> Teste  $t$  convencional. <sup>3</sup> Significativo ao nível de 1%. <sup>4</sup> Significativo em nível de 5%. <sup>5</sup> 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. <sup>6</sup> As tabelas contendo os valores críticos de

$t$  ( $\alpha$ ) encontram-se em PERRON (1994). <sup>7</sup>  $\lambda = \frac{T_b}{T}$  onde T é o número total de observações, logo  $\lambda$  representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

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

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, sendo que essa quebra também se caracteriza por 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 esse 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 anteriormente, observou-se não somente uma mudança de nível abrupta, mas também, mudança da tendência da série. Sendo 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 aonde as variáveis de entrada são intercepto, tendência determinística, uma variável de intervenção do tipo *STEP*, a qual capta a mudança abrupta do nível da série e outra variável de intervenção que capta a mudança da tendência. Essa última variável assume o seguinte formato:  $DT^*_t = t - T_b$  se  $t > T_b$  e igual a zero caso contrário, sendo que  $T_b$  representa o ponto de quebra estrutural na série. Novamente, “captura-se” os resíduos da regressão inicial e a seguir, estima-se uma auto-regressão desses resíduos como realizado para a variável *LFAR*. 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, enquanto que o valor calculado é 20,25. Como o valor calculado é superior ao seu respectivo valor crítico ( $20.25 > -4.24$ ), então, não rejeita-se 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.

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 apresentou valor calculado igual a 24,19, o qual é superior ao seu respectivo valor tabelado, o qual corresponde a -4,24 (Tabela 3). Em função desse resultado, a hipótese nula de raiz unitária não pôde ser rejeitada, e conseqüentemente, essa série também é integrada de ordem um ( $I(1)$ ).

**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.**

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

<sup>1</sup> Erro padrão da estimativa entre parênteses. <sup>2</sup> Teste  $t$  convencional. <sup>3</sup> Significativo ao nível de 1%. <sup>4</sup> Significativo ao nível de 5%. <sup>5</sup> 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. <sup>6</sup> 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. <sup>7</sup> As tabelas contendo os valores críticos de  $t$  ( $\alpha$ ) encontram-se

em PERRON (1994). <sup>8</sup>  $\lambda = \frac{T_b}{T}$  onde T é o número total de observações, logo  $\lambda$  representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

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

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 90. Entre os fatores que condicionaram esse comportamento, pode-se citar a desregulamentação do setor na primeira metade da década de 90. 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 superam largamente a produção doméstica de trigo, 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 essa demanda é a internalização do produto proveniente do exterior. Como à Argentina é um importante *player* no mercado internacional de trigo e em função do MERCOSUL ser uma União Aduaneira, isto implica que as barreiras comerciais entre os países pertencentes ao bloco foram reduzidas e/ou extintas e que há uma Tarifa Externa Comum (TEC), isso 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 trigo<sup>23</sup> da Argentina e 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 que US\$ 793 milhões foram despendidos somente com 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, sendo que, 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 esse fator explica que o comportamento do preço da farinha de trigo esteja atrelado diretamente à taxa de câmbio, pois os moinhos no Brasil necessitam trocar Reais por Dólares para a aquisição da matéria-prima no exterior.

Uma vez determinada à 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 por utilizar o Critério de Informação de Akaike (AIC)<sup>24</sup>, conforme apresentado em AKAIKE (1974). Os resultados do critério de informação indicaram a necessidade de se utilizar duas defasagens.

---

<sup>23</sup> Refere-se ao trigo em grãos, descascados. (NCM: 1001.10.10; 1001.10.90; 1001.90.10 e 1001.90.90).

<sup>24</sup> 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).

**Tabela 3 – Estimativas dos parâmetros do modelo de regressão com variáveis de intervenção e do teste de Raiz Unitária para a variável LFAR, modelo *Additive Outlier* (AO), caso 2.**

| Variável  | Parâmetro                | Estimativa <sup>1</sup>             | Teste $t$ <sup>2</sup> |
|---|--------------------------|-------------------------------------|------------------------|
| LFAR  | Intercepto<br>( $\mu$ )  | -0.3922<br>(0.0314)                 | -12.49 <sup>3</sup>    |
|   | Tendência<br>( $\beta$ ) | 0.0156<br>(0.001009)                | 15.45 <sup>3</sup>     |
| <sup>6</sup> Dummy <sup>6</sup>   | $DT_t^*$                 | -0.0129<br>(0.002080)               | -6.19 <sup>3</sup>     |
| Dummy <sup>7</sup>  | $U_t$                    | 0.2417<br>(0.1143)                  | 2.11 <sup>4</sup>      |
| Teste Dickey-Fuller Aumentado<br>(ADF) sobre os resíduos  | Parâmetro                | Teste $t$ ( $\alpha$ ) <sup>8</sup> |                        |
| Para $\lambda$ <sup>9</sup> = 0, 5 o Valor<br>Crítico ao nível de 5% para a<br>estatística $t$ ( $\alpha$ ) é igual a -4.24 | $\alpha$                 |                                     | 24.19                  |
| Variável  | Parâmetro                | Estimativa <sup>1</sup>             | Teste $t$ <sup>2</sup> |
| Dummy   | $D_t$                    | -0.0756<br>(0.0341)                 | -2.22 <sup>4</sup>     |
| Dummy   | $D_{t-1}$                | 0.2785<br>(0.0340)                  | 8.19 <sup>3</sup>      |
| Resíduo Defasado e Diferenciado   | $DRES_{t-4}$             | 0.1563<br>(0.0809)                  | 1.93 <sup>5</sup>      |

<sup>1</sup> Erro padrão da estimativa entre parênteses. <sup>2</sup> Teste  $t$  convencional. <sup>3</sup> Significativo ao nível de 1%. <sup>4</sup> Significativo ao nível de 5%, <sup>5</sup> Significativo ao nível de 1%. <sup>6</sup> 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. <sup>7</sup> 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. <sup>8</sup> As tabelas contendo os valores críticos

de  $t$  ( $\alpha$ ) encontram-se em PERRON (1994). <sup>9</sup>  $\lambda = \frac{T_b}{T}$  onde T é o número total de observações,

logo  $\lambda$  representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

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

Em relação aos testes de causalidade, os resultados mostraram que a hipótese nula ( $H_0$ ) 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 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).

**Tabela 4 – Resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis *LFAR*, *LTC* e *LTRI*.**

| Teste | Hipótese nula                                   | Teste $\chi^2$ | Graus de liberdade | Probabilidade |
|-------|---|----------------|--------------------|---------------|
| 1     | <i>LTRI</i> e <i>LTC</i> não causam <i>LFAR</i> | 21.73          | 4                  | 0.0002        |
| 2     | <i>LFAR</i> não causa <i>LTRI</i> e <i>LTC</i>  | 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 2<sup>25</sup> quanto para o caso 3<sup>26</sup>, 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*<sup>27</sup> encontram-se dentro do círculo unitário. Sendo assim, de acordo com JOHANSEN (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferenças estacionárias (*DS*). Uma vez que, o número de vetores de co-integração é menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), então ao invés de se utilizar o modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)<sup>28</sup>.

<sup>25</sup> Não há um *drift* (ou constante) no VEC(p), porém a constante entra somente via termo de correção de erro.

<sup>26</sup> Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do VEC(p).

<sup>27</sup> Também denominados de autovalores.

<sup>28</sup> 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).

**Tabela 5 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística  $\lambda$  traço, variáveis LTRI, LTC e LFAR**

| H_0:     | H_1      | Eigenvalue | $\lambda$ traço | Valor Crítico <sup>1</sup> | 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                       |                            |                           |

<sup>1</sup> Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%.

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

**Tabela 6 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística  $\lambda$  traço, variáveis LTRI, LTC e LFAR,**

| H_0:     | H_1      | Eigenvalue | $\lambda$ traço | Valor Crítico <sup>1</sup> | 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                       |                            |                           |

<sup>1</sup> Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%.

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

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

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

| 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)*.

O teste de hipótese acima partiu da premissa que, a hipótese nula ( $H_0$ ) diz respeito ao Caso 3, o qual caracteriza-se pelo fato do 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 modelo de correção de erro (Quadro 1).

Dado que, 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. A partir da 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 rejeita-se  $H_0$  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.**

| <i>Rank</i> | <i>Eigenvalue</i><br>Caso3 | <i>Eigenvalue</i><br>Caso 4 | $\chi^2$ | Graus de<br>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).

A partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isto é feito através da 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 enquanto que, *LTRI* e *LTC* são consideradas de entrada (exógenas). Sendo 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.

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).

**Tabela 8– Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), variáveis *LTRI*, *LTC* e *LFAR***

| Variáveis   | Estimativas dos coeficientes              |   |
|-------------|---|---|
|             | de ajustes de curto prazo<br>( $\alpha$ ) | Estimativas dos parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) |
| <i>LTRI</i> | 0.09654                                   | -0.90917  |
| <i>LTC</i>  | -0.06805                                  | -0.78608  |
| <i>LFAR</i> | -0.19882                                  | 1.00000   |

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

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 comparada às variações decorrentes no preço do grão de trigo em Chicago (Tabela 8).

Portanto, a partir desses 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 e de variações da taxa de câmbio no longo prazo, confirmando dessa forma, o estreito relacionamento entre essas três variáveis, conforme era esperado.

Segundo COSTA (1999) citando HARRIS (1995), os valores dos coeficientes dos parâmetros  $\alpha$  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  $\alpha$  indica que a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio no longo prazo. Em contrapartida, um valor pequeno para  $\alpha$  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 em 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 esse contrário ao que acontece no mercado mundial de soja, o qual é extremamente concentrado. Sendo 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. A partir de 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 tem-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) têm “a vantagem de incorporar mais informação sobre o tamanho da distribuição dos vendedores do que os simples índices de concentração”. O HHI<sup>29</sup> 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 a mesma tem um ajuste relativamente mais lento do que a variável *LTRI*, pois os desequilíbrios de curto prazo tendem a serem 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 explicada pelo 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% em cada período contra apenas 9,6% do segundo (Tabela 8). Portanto, pode-se inferir que, no longo prazo, o desequilíbrio de preços no mercado de farinha de trigo na cidade de São Paulo tende a ser eliminado mais rapidamente

---

<sup>29</sup> 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”.

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, sendo que o mesmo se aplica na comparação dos coeficientes de desequilíbrios de curto prazo entre preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo e a taxa de câmbio nominal.

Visando 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 ( $\beta$ )<sup>30</sup> para as variáveis *LTRI* e *LTC* são iguais a um. Sendo 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 a unidade. Em função da imposição dessas restrições, a matriz *H* tem o seguinte aspecto (Quadro 2).

**Quadro 2 – Matriz *H* com as restrições impostas aos parâmetros  $\beta$**

| 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)*.

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  $\alpha$  (Tabela 8).

Ao impor as restrições de que os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) 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 serem corrigidos mais rapidamente (8,03%) do que desequilíbrios de curto prazo envolvendo a taxa de câmbio (2,17%), conforme Tabela 9. Apesar dessas mudanças, ainda assim, 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%, ou seja, esses resultados confirmam àqueles obtidos para o

<sup>30</sup> A questão relativa a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em JOHANSEN (1995) e HARRIS (1995).

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  $\beta$ , variáveis *LTRI*, *LTC* e *LFAR***

| Variáveis   | Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ ) levando em consideração as restrições sobre $\beta$ | Restrições sobre os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) |
|-------------|---|---|
| <i>LTRI</i> | 0.08027   | -1  |
| <i>LTC</i>  | -0.02172  | -1  |
| <i>LFAR</i> | -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 *LROT* e *LTC* são significativas, isto é, validam a Lei do Preço Único, e conseqüentemente prevalece o processo de arbitragem, foi realizado teste  $\chi^2$  para o conjunto de restrições, ou seja,  $\beta$  assume valor igual a um, tanto para *LTRI*, quanto *LTC*.

Os resultados do teste  $\chi^2$  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, isto 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 ( $\beta$ ) do vetor co-integração para as variáveis *LFAR*, *LTRI* e *LTC***

| Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição | <i>eigenvalue</i> | $\chi^2$ | Graus de liberdade | <i>P value</i> |
|--|-------------------|----------|--------------------|----------------|
| 0.2621                                   | 0.3285            | 7.72*    | 2                  | 0.0210         |

\* Significativo em nível de 5,0%.

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

A Tabela 11 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as três variáveis<sup>31</sup>. 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 previsão<sup>32</sup> em função de

<sup>31</sup> 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”.

<sup>32</sup> 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 ( $\Sigma$ ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, o que implica que os choques  $u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{mt}$ , 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, 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

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 atribuídas a ela própria, enquanto 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.

**Tabela 11 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis LFAR, LTRI e LTC**

| Variável    | Lead | LFAR    | LTRI    | LTC     |
|-------------|------|---------|---------|---------|
| <i>LFAR</i> | 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 *LTRI* mostram que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, cerca de 81,85% de seu comportamento deve-se a ela própria, sendo que os aproximadamente 18,15% restantes são atribuídos a *LFAR* (14,97%) e *LTC* (3,18%), respectivamente (Tabela 12).

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.

**Tabela 12 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis LFAR, LTRI e LTC**

| 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 erros de previsão deve-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**

| 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 descai exponencialmente até, aproximadamente, o décimo segundo mês, e, 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 esgotarem-se 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 e 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 despende 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<sup>33</sup>.

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 aquele em função de choques não antecipados na taxa de câmbio, porém, com maior intensidade, fato esse que indica que variações nos preços internacionais do trigo tem 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).

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  $\alpha$ , 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. Isto 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 eficiente 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, pois ambas são fracamente exógenas,

---

<sup>33</sup> 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.

confirmando dessa forma os resultados obtidos nos testes de causalidade de Granger. Esses resultados podem ser justificados pela relevância que as importações brasileiras trigo assumiram tanto em termos da Balança Comercial Brasileira quanto em relação à participação do Brasil na demanda mundial de trigo.

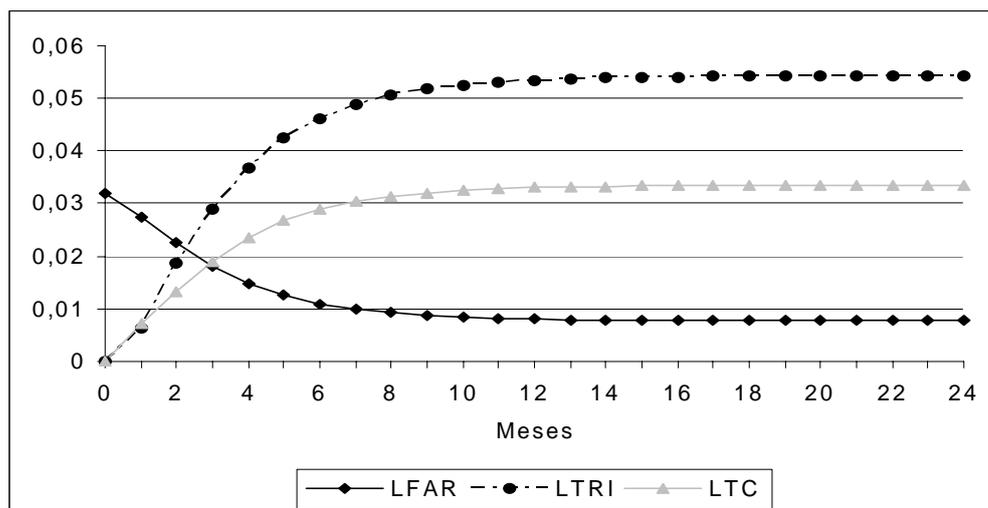


Figura 1. – Funções de Respostas de Impulsos dos Preços da Farinha de Trigo na cidade de São Paulo em relação a choques não antecipados em *LFAR*, *LTRI* e *LTC* para 24 meses.

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

**Tabela 14 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo ( $\alpha$ ) para as variáveis *LFAR*, *LTRI* e *LTC***

| Variável    | $\chi^2$ | Graus de Liberdade | Valor da Probabilidade |
|-------------|----------|--------------------|------------------------|
| <i>LFAR</i> | 19.92    | 1                  | <.0001                 |
| <i>LTRI</i> | 2.33     | 1                  | 0.1273                 |
| <i>LTC</i>  | 2.01     | 1                  | 0.1565                 |

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

## **7. Considerações finais**

Após vários anos de intensa regulamentação estatal, o setor tritícola passou a operar num sistema concorrencial no início da década de 90. 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, sendo que prevalece 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 e 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.

Apesar da 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 a disposição do consumidor, ainda assim, esta 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 e não setorial, além do que apresenta grande volatilidade em função do “humor” do mercado, e isso impacta diretamente os preços domésticos do trigo e seus derivados.

Em função dessa situação, diversas medidas, tanto de longo quanto de curto prazo, para reduzir essa dependência do produto importado, via redução de custos de produção e ampliação da área cultivada, tem sido adotadas. Entre elas, no caso do longo prazo, destaca-se o empenho da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) no sentido 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 para pães mais simples, sendo que 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, mas ainda assim, o custo de produção do trigo na Argentina é US\$ 100,00 menor relativamente ao trigo produzido no Brasil. Sendo que essa vantagem competitiva da Argentina em relação ao Brasil não se deve exclusivamente às condições de solo e clima, mas também, em função da estrutura tributária e logística<sup>34</sup> 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 do que, 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. Essa redução de custos poderia ser repassada aos consumidores elevando o nível de bem-estar social ao aumentar o excedente do consumidor<sup>35</sup>.

### Referências Bibliográficas

- AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, AC-19, 716-723. (1974).
- ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - *AGRIANUAL 2005*. São Paulo: FNP & Consultoria, 2005. 482 p.

---

<sup>34</sup> Também denominados de Custo Brasil. Mais especificamente, “entre os elementos que compõem o custo Brasil, pode-se citar: deficiências em infra-estrutura, principalmente no setor de transporte, e a própria política tributária, os quais, geram distorções nos preços domésticos comparativamente aos preços internacionais” MARGARIDO; TUROLLA; FERNANDES (2001, p.8).

<sup>35</sup> 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.

- 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.
- CAFÉ, Sonia L. Cadeia produtiva do trigo. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n.18, p.193-220, set. de 2003.
- CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Great Britain: Edward Elgar, 1999, second edition. 344p.
- 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 da 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.; BUENO, Carlos R.F.; MARTINS, Vagner A.; CARNEVALLI, Luciana B. 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.; TUROLLA, Frederico A.; FERNANDES, Jocelyne M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa e Debate*, v.12, n.2,(20), p.5-41. 2001.
- MARGARIDO, Mario A. *Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil, 2000*, 173 p. Tese de doutorado - USP/Esalq, Piracicaba.
- MATOS, Orlando C. de. *Econometria Básica*. São Paulo: Atlas. 2000. 300p.
- 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. e 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.
- 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.
- PESQUISA DE ORÇAMENTO FAMILIAR POF/FIPE – 98/99. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE).
- RAMANATHAN, Ramu. *Introductory Econometrics: with applications*. United States of America: The Dryden Press. 1998. 664p.
- SILVA, Vera Martins da. *A regulação do mercado brasileiro de trigo*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1992. p.179. (Campi; 9).
- TOMASINI, Roque G. A.; AMBROSI, Ivo Aspectos econômicos da cultura do trigo. *Caderno de ciências e tecnologia*, Brasília, v.15, n.2, p.59-84, maio/ago. 1998.
- VISCUSI, W. Kip; VERNON, John M.; HARRINGTON JR, Joseph E. *Economics of regulation and antitrust*. United States: MIT Press. 1995. 890p.