

Análise estrutural do mercado de trigo no Brasil¹

Mario A. Margarido²

Resumo – Este estudo analisou a elasticidade de transmissão de preços no mercado do grão de trigo no Brasil. O trabalho está dividido em duas partes. Na primeira, analisou-se a elasticidade de transmissão de preços horizontal. Mais especificamente, analisou-se os efeitos preço internacional do grão de trigo e efeito câmbio sobre o preço do grão de trigo praticado pelos moinhos. Na segunda fase, foi estimada a elasticidade de transmissão de preços vertical para a farinha de trigo, isto é, a margem de comercialização entre atacado e varejo. O período analisado é de abril de 2003 a março de 2018. Os métodos utilizados foram: teste de raiz unitária ADF, cointegração de Johansen, Modelo de Correção de Erro (VEC), imposição de restrições sobre os parâmetros de longo e curto prazos, Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso. Os resultados mostram que prevalece a Lei do Preço Único no modelo de transmissão de preços horizontal no longo prazo; já os resultados do modelo de transmissão de preços verticais mostram que a elasticidade é superior à unidade do atacado para o varejo.

Palavras-chave: cointegração, transmissão de preços horizontal, transmissão de preços vertical.

Structural analysis of the wheat market in Brazil

Abstract – This paper analyzed the elasticity of price transmission in the wheat grain market in Brazil. The paper is divided into two parts. In the first, the elasticity of horizontal price transmission was analyzed. More specifically, the international price effects of the wheat grain and the exchange effect on the price of the grain of wheat practiced by the mills were analyzed. In the second phase, it was estimated the elasticity of vertical price transmission for wheat flour, that is, the margin of commercialization between wholesale and retail. The period analyzed was from April 2003 to March 2018. The methods used were: ADF unit root test, Johansen cointegration test, Error Correction Model (VEC), imposition of restrictions on long and short term parameters, Decomposition of Variance of Forecast Errors and Impulse Response Function. The results show that the Single Price Law prevails in the model of horizontal price transmission in the long term, while the results of the model of vertical price transmission show that the elasticity is higher than the unit of the wholesale to the retail.

Keywords: co-integration, horizontal price transmission, vertical price transmission.

¹ Original recebido em 11/1/2019 e aprovado em 7/6/2019.

² Economista, mestre em Economia de Empresas, doutor em Economia Aplicada, assistente técnico da Fazenda Estadual, Assessoria de Política Tributária (APT), Sefaz-SP. E-mail: margaridoma@gmail.com

Introdução

Estudos que envolvem o conceito de elasticidade, neste caso, abrangendo todas as definições de elasticidade – como, elasticidade-preço da demanda (oferta), elasticidade-renda da demanda, elasticidade-preço cruzada e elasticidade de transmissão de preços –, tanto no âmbito vertical quanto no horizontal (ou espacial), são de suma importância para o desenvolvimento da ciência econômica. Quase tudo relacionado ao campo da economia em termos quantitativos abrange o conceito de elasticidade e suas derivações. Por exemplo, no campo da macroeconomia, um modelo econométrico com base na teoria keynesiana da demanda de moeda permite obter os respectivos efeitos juro e renda, que, na verdade, representam as respectivas elasticidades. Outro exemplo, também em nível macroeconômico, é o que usa modelos econométricos para quantificar a transmissão de variações da taxa de câmbio para os preços domésticos, estudo denominado *pass through*, que, traduzindo, trata-se de um estudo de elasticidade. Na análise *antitruste*, a elasticidade horizontal de transmissão de preços pode ser utilizada na definição do mercado geográfico relevante, fornecendo, dessa forma, elementos para a autoridade de defesa da concorrência autorizar, ou não, a fusão entre empresas ou compra de uma empresa por outra, de modo que o bem-estar do consumidor não sofra em decorrência dessas transações.

Portanto, o conceito de elasticidade torna-se relevante ao permitir determinar as relações estruturais entre variáveis econômicas, possibilitando, dessa forma, servir como base para o delineamento de políticas públicas e para estratégias a serem implementadas por empresas no que concerne a políticas de preços, por exemplo.

Em relação ao Brasil, o grão de trigo e seus derivados assumem expressiva relevância eco-

nômica. Conforme Panorama Setorial – Indústria do Trigo (Fiep, 2016) –, o Brasil, em 2015, era o terceiro maior importador de trigo, atrás apenas do Egito e da Indonésia. Com base na mesma fonte, o Brasil importou 6,3 milhões de toneladas de trigo, o que equivale a 61,8% do consumo doméstico de grão de trigo. Essa forte dependência da importação do grão de trigo deve-se ao fato de o Brasil não possuir condições edafoclimáticas para a produção do grão – a produção brasileira se restringe ao Paraná e Rio Grande do Sul. Sob o ponto de vista das contas externas, somente a importação de petróleo é maior do que a importação de grão de trigo.

No ambiente doméstico, os produtos à base de grão de trigo têm considerável peso na composição do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é o índice oficial da inflação no Brasil. Tendo como referência a estrutura de ponderação do IPCA divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018), o item Alimentação tem participação de 24,54% no total do índice. Dentro do item alimentação, os produtos à base de trigo³ representaram 2,62%. O pão francês, sozinho, responde por 1,379% no item Alimentação. A relevância do preço do pão francês fica mais acentuada quando se coloca, em ordem decrescente, todos os itens que compõem o IPCA: o pão francês ocupa a 16ª posição num total de 463 itens.

Como em 2018 houve acentuada alta dos preços dos produtos à base de trigo, em decorrência da volatilidade cambial no Brasil e de problemas de safra na Argentina, por causa de problemas climáticos, e dada a relevância desses produtos na cesta de consumo do brasileiro, torna-se relevante conhecer e analisar as respectivas elasticidades de transmissão de preços entre os diversos segmentos da cadeia de comercialização do trigo e seus derivados.

³ Os produtos à base de trigo que constam do IPCA são: Panificados (pão francês, pão de forma, pão sovado, pãozinho empacotado, pão de queijo, torrada, pão doce, outros pães e bolo de forma); Biscoitos e Salgadinhos (biscoito recheado, biscoito água e sal, biscoito cream-cracker, biscoito maisena, biscoito leite, biscoito rosquinha, biscoito wafer, biscoito aperitivo, cereal matinal e salgadinhos); Massas, Farinhas e Féculas (macarrão, massa fresca, macarrão instantâneo e farinha de trigo).

Objetivos

Este trabalho tem dois objetivos. O primeiro deles é analisar a elasticidade de transmissão de preços entre os preços internacionais do grão de trigo e a taxa de câmbio sobre o preço da farinha de trigo no atacado no Brasil. Mais precisamente, busca-se determinar qual é o fator mais relevante para a formação do preço da farinha no atacado – o efeito preço internacional do grão de trigo ou o efeito câmbio. O segundo objetivo é analisar a elasticidade de transmissão de preços da farinha de trigo no atacado para os preços no varejo, também para o Brasil. Portanto, esse segundo objetivo permitirá determinar a margem de comercialização entre esses dois segmentos.

Revisão de literatura

Quanto ao tema elasticidade de transmissão de preços no mercado de trigo no Brasil, especificamente, foram encontrados somente dois estudos.

Margarido et al. (2007) analisaram 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 usados vários métodos relacionados com séries de tempo: teste de raiz unitária com quebra estrutural (Perron, 1994), de causalidade de Granger, de cointegração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) 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 adotado tem como base a Lei do Preço Único, e o período analisado é de 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

Rezende et al. (2018) analisaram a volatilidade e a transmissão do preço do trigo internacional para os preços domésticos desse grão e seus derivados no Brasil. Foram utilizados teste de raiz unitária de ADF, teste de cointegração e aplicação do modelo VEC. Os resultados mostraram correlação forte e positiva do preço do trigo brasileiro com os preços do trigo norte-americano (0,92), e moderada e positiva com os preços do trigo argentino (0,68). No curto prazo, o modelo VEC indicou que uma variação de 1% no preço do trigo argentino levaria ao aumento de 1,34% no preço do trigo brasileiro, e a variação de 1% no preço do trigo norte-americano ampliaria em 1,29% a variação do preço da farinha de trigo no Brasil. Em suma, concluiu-se que são fortes as evidências de transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil.

Dados

Foram utilizadas quatro séries temporais, que se iniciam em abril de 2003 e se estendem até março de 2018: os preços do grão de trigo na Argentina, que representa o preço internacional *Free on Board* (FOB)⁴ desse cereal em dólares por tonelada, cuja fonte é o site da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (Unctad, 2019); a taxa de câmbio, média mensal de compra, cuja fonte é o site do Ipeadata (2019); e os índices de preços da farinha de trigo, tanto no atacado quanto no varejo, sendo as duas séries da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2019a, 2019b).

A justificativa para usar o preço do trigo de exportação da Argentina como representante do preço internacional do trigo deve-se ao fato de

⁴ O termo *Free on Board* significa que o exportador é o responsável pelos custos de transporte e seguro da mercadoria até seu embarque no navio.

Brasil e Argentina serem membros do Mercado Comum do Sul (Mercosul), que se caracteriza por ser uma união aduaneira. A principal característica da união aduaneira é o fato de não haver tarifas de importação, ou, então, de prevalecerem tarifas de importação reduzidas entre os países membros. Ao mesmo tempo, há tarifa externa comum em relação a países terceiros. Assim, o trigo produzido e exportado pela Argentina para o Brasil não paga tarifa de importação, enquanto o trigo importado pelo Brasil de países de fora do bloco paga imposto de importação. Essa situação gera um viés no comércio internacional, uma vez que torna o trigo exportado pela Argentina para o Brasil mais competitivo.

A série do preço da farinha de trigo no atacado é denominada *ATACADO*, a série do preço da farinha de trigo no varejo é denominada *VAREJO*, a taxa de câmbio é denominada *TC*, e o preço do trigo da Argentina, *PTARG*.

Para quantificar as respectivas elasticidades, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre cada série; assim, as variáveis são identificadas por *LATACADO*, *LVAREJO*, *LTC* e *LPTARG*.

Métodos

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme Dickey & Fuller (1979, 1981). No entanto, antes, é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizada em cada fase do teste de

raiz unitária. A correta determinação desse número é de suma importância, pois é necessário garantir que os resíduos das autorregressões dos testes de raiz unitária sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados. Para a determinação do número de defasagens, foi adotado o Critério de Informação de Schwarz⁵, também denominado Critério de Informação Bayesiano (BIC).

O teste de causalidade de Granger, conforme Granger (1969), foi usado para verificar se há relação de causalidade entre as variáveis, e, caso positivo, determinar sua direção.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen & Juselius (1990). Foi utilizado também o VEC para a análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo⁶. Foram utilizados testes de exogeneidade⁷ com restrições sobre os parâmetros de curto prazo para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo⁸.

Finalmente, foram usadas a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão para verificar quanto, em termos percentuais, determinada variável é explicada por ela própria e quanto é explicada pelas demais variáveis do sistema. A Função de Resposta de Impulso foi utilizada para verificar a trilha temporal de cada série a partir de um choque não antecipado em outras variáveis.

⁵ Schwarz (1978).

⁶ Conforme Banerjee et al. (1993, p.139, tradução nossa), a importância do modelo de correção de erro é que ele permite 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”. <https://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/4c99f41637b90.pdf>

⁷ Conforme Harris (1995), os parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável dependente à qual o parâmetro α está associado não é fracamente exógena com relação aos parâmetros de longo prazo, β . A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável dependente não reage diante das mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. Já a magnitude do parâmetro estimado para α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável dependente a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que diante de uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que ele se produz rapidamente.

⁸ Para detalhes sobre cointegração de Johansen, VEC e testes de exogeneidade, ver Johansen (1995), Franses (1998), Charemza & Deadman (1999), Patterson (2000), Brooks (2002), Harris & Sollis (2003), Enders (2004) e Juselius (2006).

Análise de resultados

Inicialmente, foi realizada a inspeção visual, para o modelo de elasticidade de transmissão de preços horizontal, para averiguar a evolução das variáveis desse modelo ao longo do tempo. A Figura 1 mostra a evolução das variáveis ATACADO, TC e PTARG.

A Figura 2 mostra a evolução das variáveis ATACADO e VAREJO do modelo de elasticidade de transmissão de preços vertical.

Nas Figuras 1 e 2, observa-se que as variáveis caminham conjuntamente, ou seja, apresentam co-movimento, indicando possível cointegração entre as séries para cada modelo. No entanto, para verificar se realmente as séries cointegram, ou se exibem apenas tendências estocásticas comuns, é necessária a aplicação do teste de cointegração, mais adiante.

O procedimento que antecede a aplicação do teste de raiz unitária consiste em determinar o número de defasagens que será utilizado. O

resultado do Critério de Informação de Schwarz⁹ indicou a necessidade de duas defasagens para garantir a não ocorrência de autocorrelação nos resíduos dos testes de raiz unitária.

Os resultados dos testes de raiz unitária com as variáveis em nível mostram que nenhuma das respectivas hipóteses nulas de que cada série tem raiz unitária pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%. A exceção é a variável *LATACADO*, que não rejeita a respectiva hipótese nula ao nível de significância de 10% (Tabela 1). Portanto, com base nos resultados dos testes de raiz unitária, todas as variáveis em nível têm raiz unitária.

A seguir, foi novamente utilizado o BIC para determinar o número de defasagens a ser usado nos testes de raiz unitária; porém, dessa vez, em vez das variáveis em nível, foram utilizadas as respectivas diferenças de ordem um para cada variável. O BIC sinalizou novamente para duas defasagens.

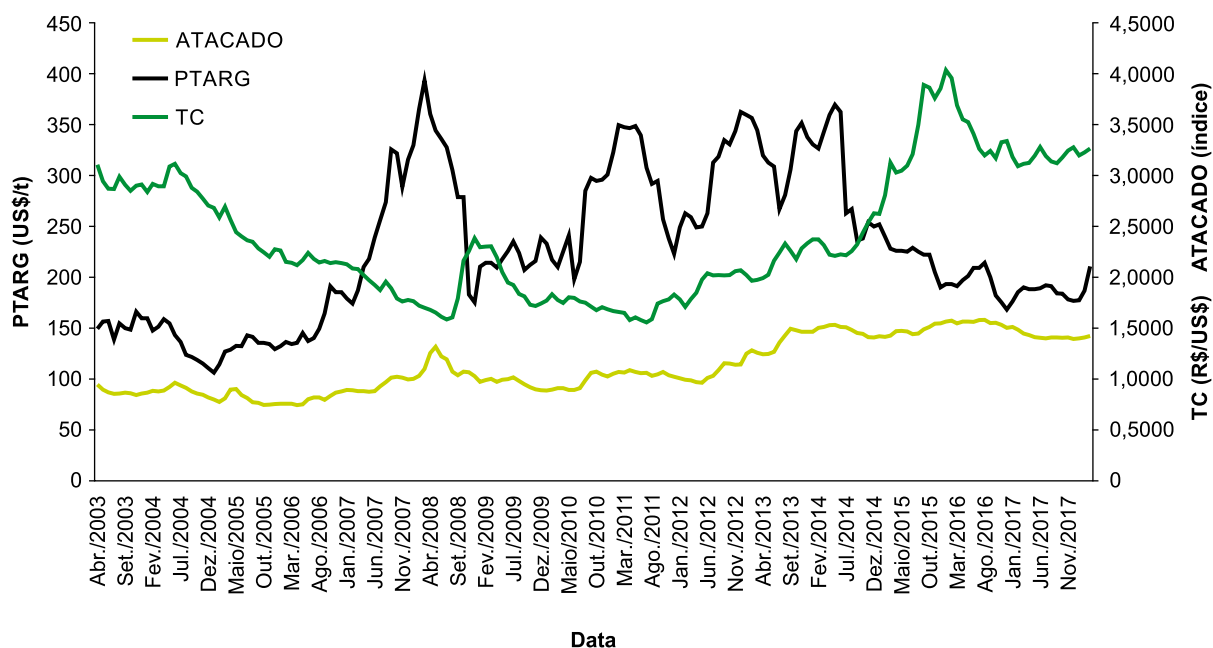


Figura1. Evolução das variáveis ATACADO, TC e PTARG, de abril de 2003 a março de 2018.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b), UNCTAD (2019) e IPEDATA (2019).

⁹ Também denominado *Bayesian Information Criterion* (BIC).

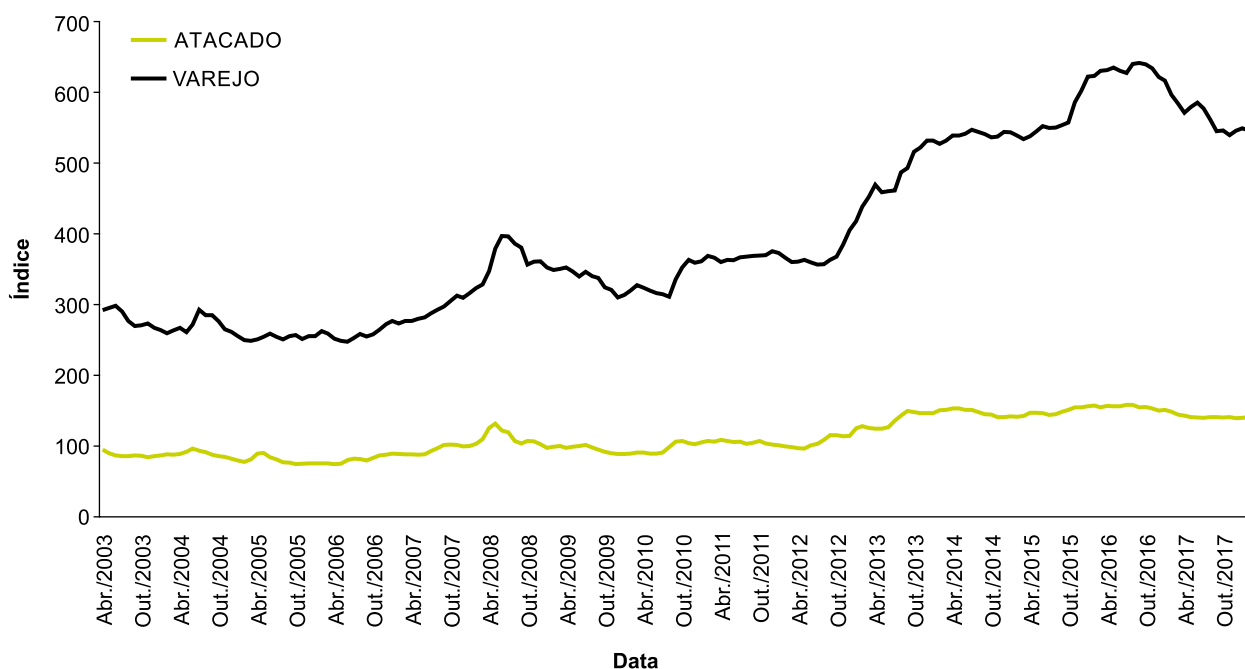


Figura 2. Evolução temporal das variáveis ATACADO e VAREJO, de abril de 2003 a março de 2018.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Os resultados para todos os testes de raiz unitária para todos os modelos mostram que as respectivas hipóteses nulas podem ser rejeitadas, já que a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I em todos os testes estão abaixo do nível de significância de 1% (Tabela 1). Com base nesses resultados, pode-se inferir que, na diferença, todas as variáveis são estacionárias. Portanto, como bastou uma diferença de ordem um para tornar cada série estacionária, todas as variáveis são Integradas de Ordem 1 (I(1)).

Modelo internacional de elasticidade de transmissão de preços

Esse modelo é composto pelas variáveis índices de preços da farinha de trigo no atacado, preço do trigo na Argentina e taxa de câmbio.

Inicialmente, fez-se o teste de causalidade de Granger para verificar a presença de causalidade e qual sua direção. Nesse ponto, é necessário enfatizar que o teste de causalidade usa variáveis estacionárias e, assim, seus resultados

se aplicam para o curto prazo. Conforme resultados do BIC, foram usadas duas defasagens.

Os resultados dos testes de Causalidade de Granger mostram que a hipótese nula de que *LPTARG* e *LTC* não causam Granger *LATACADO* pode ser rejeitada, já que a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira, é praticamente zero. Logo, rejeita-se a hipótese nula e não se rejeita a hipótese alternativa; logo, o preço internacional do trigo e a taxa de câmbio precedem as variações do preço da farinha de trigo no atacado (Tabela 2),

Em relação ao segundo teste de causalidade, dado que seu p-valor está acima do nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de que os preços da farinha de trigo no atacado não causam Granger, os preços internacionais do trigo nem a taxa de câmbio.

A conclusão é que os resultados desses testes mostram que a causalidade é unidirecional dos preços internacionais do grão de trigo e

Tabela 1. Testes de raiz unitária ADF, variáveis em nível e diferenciadas, *LATACADO*, *LVAREJO*, *LCAMBIO* e *LPTARG* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Estatística τ	Prob<Tau	Resultado
<i>LATACADO</i> ⁽⁴⁾	-3,15 ⁽¹⁾	0,0977	Estacionária
	-1,32 ⁽²⁾	0,6196	Raiz unitária
	0,73 ⁽³⁾	0,8716	Raiz unitária
▼ <i>LATACADO</i> ⁽⁵⁾	-9,08 ⁽¹⁾	<,0001	Estacionária
	-9,11 ⁽²⁾	<,0001	Estacionária
	-9,06 ⁽³⁾	<,0001	Estacionária
<i>LVAREJO</i> ⁽⁴⁾	-2,71 ⁽¹⁾	0,2323	Raiz unitária
	-0,60 ⁽²⁾	0,8671	Raiz unitária
	1,16 ⁽³⁾	0,9370	Raiz unitária
▼ <i>LVAREJO</i> ⁽⁵⁾	-6,91 ⁽¹⁾	<,0001	Estacionária
	-6,92 ⁽²⁾	<,0001	Estacionária
	-6,83 ⁽³⁾	<,0001	Estacionária
<i>LTC</i> ⁽⁴⁾	-1,68 ⁽¹⁾	0,7559	Raiz unitária
	-1,20 ⁽²⁾	0,6751	Raiz unitária
	-0,14 ⁽³⁾	0,6342	Raiz unitária
▼ <i>LTC</i> ⁽⁵⁾	-8,23 ⁽¹⁾	<,0001	Estacionária
	-8,06 ⁽²⁾	<,0001	Estacionária
	-8,08 ⁽³⁾	<,0001	Estacionária
<i>LPTARG</i> ⁽⁴⁾	-1,96 ⁽¹⁾	0,6200	Raiz unitária
	-1,98 ⁽¹⁾	0,2958	Raiz unitária
	0,14 ⁽³⁾	0,7264	Raiz unitária
▼ <i>LPTARG</i> ⁽⁵⁾	-9,36 ⁽¹⁾	<,0001	Estacionária
	-9,37 ⁽²⁾	<,0001	Estacionária
	-9,39 ⁽³⁾	<,0001	Estacionária

(¹) Modelo com tendência e constante; (²) Modelo somente com constante; (³) Modelo sem tendência e sem constante; (⁴) Série em nível; (⁵) Série diferenciada de ordem um.

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

Tabela 2. Testes de causalidade de Granger, variáveis *LATACADO*, *LCAMBIO* e *LPTARG* – de abril de 2003 a março de 2018.

Hipótese nula	χ^2	p-valor
<i>LPTARG</i> e <i>LTC</i> não causam <i>LATACADO</i>	32,12	<,0001
<i>LATACADO</i> não causa <i>LPTARG</i> e <i>LTC</i>	9,38	0,0522

Fonte: elaborado com dados de UNCTAD (2019), IPEADATA (2019) e FGV (2019a, 2019b).

da taxa de câmbio para os preços da farinha de trigo no atacado. Em termos econômicos, esses resultados mostram que tanto a taxa de câmbio, que é uma variável macroeconômica, quanto os preços internacionais do trigo determinam o comportamento dos preços da farinha de trigo no âmbito doméstico, no curto prazo.

Determinada as relações de curto prazo, o próximo passo é o teste de cointegração para verificar se há relacionamento de longo prazo

entre as variáveis. No entanto, como no caso dos testes de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens. Nesse caso, novamente foi utilizado o BIC, mas no contexto multivariado. O resultado do BIC indica o uso de somente duas defasagens.

O teste de cointegração de Johansen¹⁰ constatou que em nível de 5,0%, para o Caso 2¹¹, e em nível de 10% para o Caso 3¹², as respectivas hipóteses nulas de que não há nenhum vetor de cointegração versus a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração podem ser rejeitadas, pois os respectivos valores calculados da estatística $\lambda_{traço}$ são superiores aos seus respectivos valores críticos em nível de 5,0% e 10%, respectivamente. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há somente um vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que há pelo menos dois vetores de cointegração para os dois casos. Dessa vez, a hipótese nula foi rejeitada, para ambos os casos, pois o valor calculado da estatística $\lambda_{traço}$ é inferior ao seu respectivo valor tabelado ao nível de significância de 10% (Tabelas 3 e 4). Portanto, nesse sistema com três variáveis há somente um vetor de cointegração quando se considera tanto o modelo do Caso 2 quanto o do Caso 3.

Outro aspecto relevante diz respeito ao fato de que os valores dos *eigenvalues*¹³ estão dentro do círculo unitário. Assim, de acordo com Johansen (1995), isso indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removido pelo operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferenças estacionárias (DS). Uma vez que o número de vetores de cointegração é menor que o número de variáveis (o rank é reduzido), então, em vez do Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), deve-se utilizar o VEC¹⁴.

Com base nos testes de cointegração acima, determina-se qual dos dois casos será usado neste estudo. Para isso, foi adotado o pacote estatístico/econométrico *SAS Enterprise Guide 7.1*, que permite testar qual dos dois casos é o mais adequado a partir da imposição de restrições (Tabela 5).

Como, para ambos os casos, verificou-se a presença de um único vetor de cointegração (Tabelas 3 e 4), será utilizado o vetor comum para ambos os modelos para a tomada de decisão quanto a que modelo adotar na estimação do modelo VEC. Para a determinação de qual caso deve ser escolhido, faz-se o teste de cointegração de Johansen com restrição para um vetor de cointegração para ambos os modelos. Nesse caso, está sendo adotado o nível de significância de 10%. A Tabela 6 mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada, pois a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (rejeitar H_0 quando na verdade ela é verdadeira) é igual a 75,37%; portanto, não se rejeita H_0 , que se refere ao Caso 2. Portanto, rejeita-se a hipótese alternativa e, conseqüentemente, para a estimação do VEC será usado o Caso 2.

Com base nos resultados do teste de cointegração, verifica-se 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 cointegração normalizada. Nesse caso, a normalização foi efetuada tendo como base o valor da estimativa do coeficiente de *LATACADO*; logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, *LATACADO* representa a variável de saída (endógena) do sistema, enquanto *LPTARG* e *LTC* são consideradas de entrada (exógenas). Assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para *LPTARG*

¹⁰ Nesse teste, a variável normalizada foi *LATACADO*.

¹¹ Não há um *drift* (intercepto) no VEC (curto prazo), mas o intercepto entra somente via termo de correção de erro (longo prazo)

¹² Há somente um *drift* (intercepto) no VEC (curto prazo). Nesse caso, há um intercepto implícito no termo de correção de erro (longo prazo).

¹³ Também denominados autovalores.

¹⁴ Mais detalhes sobre as inter-relações dos resultados dos testes de cointegração e o uso de modelos VAR (em nível, ou nas diferenças) ou VEC, ver Harris (1995).

Tabela 3. Resultados do Caso 3 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LCAMBIO* – de abril de 2003 a março de 2018.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico ⁽¹⁾	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência linear
0	0	0,1205	32,9844	0,0208*		
1	1	0,0480	10,1323	0,2706		
2	2	0,0077	1,3786	0,2399		

⁽¹⁾ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%; * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

Tabela 4. Resultados do Caso 2 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LCAMBIO* – de abril de 2003 a março de 2018.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico ⁽¹⁾	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0,1219	33,8283	0,0692*		
1	1	0,0481	10,6978	0,5708		
2	2	0,0108	1,9309	0,7913		

⁽¹⁾ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%; * Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

Tabela 5. Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no teste de cointegração de Johansen.

Hipótese	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H_0	Constante	Constante
Hipótese alternativa: H_A	Constante	Tendência linear

Fonte: adaptado de SAS (2000).

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen com restrição para um vetor de cointegração, variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LCAMBIO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Rank	Eigenvalue Caso 3	Eigenvalue Caso 2	χ^2	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
0	0,1205	0,1219	3	0,84	0,8389
1	0,0480	0,0481	2	0,57	0,7537
2	0,0077	0,0108	1	0,55	0,4573

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

e *LTC* na última coluna da Tabela 7, já que na equação de cointegração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

A Tabela 7 mostra os resultados do VEC sem quaisquer restrições sobre os parâmetros. Os resultados mostram que, no longo prazo, variações em *LPTARG* são transmitidas menos que proporcionalmente para *LATACADO*, configurando uma relação inelástica. Mais precisamente, variação de 1,0% no preço do trigo proveniente da Argentina proporciona variação de 0,82899% no preço da farinha de trigo no Brasil, no longo prazo.

Tabela 7. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do Modelo VEC sem restrições sobre os parâmetros, variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LCAMBIO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) sem restrições sobre β	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>LATACADO</i>	-0,07197	1,00000
<i>LPTARG</i>	0,12283	-0,82899
<i>LTC</i>	-0,00459	-0,96214
<i>Constante</i>		0,56996

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

Em relação à variável câmbio, o resultado mostra que a variação de 1% na taxa de câmbio induz variação igual a 0,96214% no preço da farinha de trigo no atacado, configurando uma relação inelástica. Portanto, uma depreciação cambial¹⁵ da ordem de 1% proporciona aumento de 0,96214% no preço da farinha de trigo no atacado.

A equação do vetor de cointegração é escrita como

$$LATACADO_{t-1} - 0,82899LPTARG_{t-1} - 0,96214LTC_{t-1} + 0,56996 = 0$$

¹⁵ Está sendo usada a definição da taxa de câmbio no Brasil, ou seja, R\$/US\$, e não a relação inversa adotada em alguns manuais de macroeconomia.

Isolando a variável dependente,

$$LATACADO_{t-1} = 0,82899LPTARG_{t-1} + 0,96214LTC_{t-1} - 0,56996$$

Como os valores de longo prazo estimados tanto para o preço de exportação do grão de trigo da Argentina (0,82) quanto para a taxa de câmbio (0,96) estão próximos da unidade, foram impostas restrições sobre os parâmetros de longo prazo, sendo os coeficientes associados a cada uma das duas variáveis iguais à unidade.

Esse procedimento visou determinar se prevalece a Lei do Preço Único, conforme Mundlak & Larson (1992). Segundo Krugman & Obstfeld (1997, p.400, tradução nossa),

[...] a Lei do Preço Único estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.

Como o sistema contém três variáveis e somente um vetor de cointegração, matematicamente essa imposição de restrições é representada como

$$\beta_{11} = -\beta_{21} = -\beta_{31} = 1$$

Nesse caso, a hipótese nula consiste na imposição da restrição

$$H_0 / \beta = H\Phi$$

em que *H* é uma matriz de ordem $n \times s_i$, que, em termos econômicos, expressa a hipótese de perfeita integração entre os mercados de trigo argentino e brasileiro. O termo Φ é um vetor de parâmetros a serem estimados na *i*-ésima relação de cointegração, que é de ordem $s_i \times 1$.

Matricialmente,

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \beta_{31} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \end{bmatrix} = [\Phi_{11}]$$

em que $\beta_{11} = \Phi_{11}$, $\beta_{21} = -\Phi_{11}$ e $\beta_{31} = -\Phi_{11}$.

O resultado da imposição das restrições sobre os parâmetros de longo prazo mostra que a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e errar, caso seja rejeitada, é igual a 31,38%, ou seja, é muito elevada (Tabela 8). Assim, não se rejeita a hipótese nula e pode-se inferir que vale a Lei do Preço Único, isto é, os mercados de trigo do Brasil e da Argentina são perfeitamente integrados no longo prazo. Esse resultado mostra que variações nos preços do grão de trigo no mercado internacional e na taxa de câmbio são totalmente repassadas para os preços da farinha de trigo no atacado no longo prazo. A próxima questão a ser respondida é "Qual é esse longo prazo?" Para responder, é necessário analisar os parâmetros de curto prazo do termo de correção de erro.

Em relação aos parâmetros de curto prazo (α), o coeficiente associado à variável *LATACADO* é igual a -0,07197¹⁶ (Tabela 7). Esse resultado indica que desequilíbrios no preço da farinha de trigo no atacado são corrigidos, em média, em 7,19% a cada período. Assim, pode-se inferir que desequilíbrios no preço da farinha de trigo no atacado demoram 13,9 meses para ser corrigidos. Isso implica que variações nos preços internacionais do grão de trigo e da taxa de câmbio são plenamente repassadas para os preços da farinha de trigo no atacado no período

de 13,9 meses. O valor 0,12283 associado à *LPTARG* indica que essa variável é fracamente exógena, ou seja, variações nos preços internacionais do trigo impactam o preço da farinha de trigo no atacado, não o contrário (Tabela 7). Aparentemente, esse é um resultado robusto, pois mostra que o preço internacional do grão de trigo determina o preço da farinha de trigo, já que o Brasil é um grande importador do cereal. No caso da taxa de câmbio, a expectativa era de que o valor do coeficiente associado a essa variável fosse igual a zero ou que tivesse sinal positivo, em vez de negativo, indicando que a taxa de câmbio é fracamente exógena. No entanto, o coeficiente estimado assumiu valor igual a -0,00459, ou seja, muito próximo de zero, e negativo (Tabela 7). Assim, para comprovar que tanto *LPTARG* quanto *LTC* são fracamente exógenas, foram impostas restrições sobre a matriz que contém os coeficientes de curto prazo no termo de correção de erro.

Os resultados dos testes de exogeneidade (Tabela 9) foram feitos com a imposição de restrição sobre parâmetros α da matriz de curto prazo no modelo em análise. Novamente, as restrições foram impostas sobre o vetor de cointegração. Em termos matriciais,

$$\begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = (\varphi)$$

O teste de hipótese χ^2 mostrou que a hipótese nula conjunta de que as variáveis *LPTARG* e *LTC* são fracamente exógenas não pode ser rejeitada ao se adotar o nível de significância de

Tabela 8. Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo (β) do vetor cointegração para as variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LTC* – de abril de 2003 a março de 2018.

Eigenvalue	Eigenvalue restrito	Graus de liberdade	χ^2	p-valor
0,1205	0,1090	2	2,32	0,3138

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

¹⁶ O sinal negativo associado ao parâmetro de curto prazo do termo de correção de erro revela quanto do desequilíbrio da variável é corrigido a cada período.

Tabela 9. Teste de hipótese χ^2 com as imposições das restrições de que os coeficientes de ajustamento de curto prazo sejam nulos ($\alpha_{21} = 0$ e $\alpha_{31} = 0$) para as variáveis *LPTARG* e *LTC*.

Eigenvalue	Eigenvalue restrito	Graus de liberdade	χ^2	Prob > χ^2
0,1219	0,1021	2	3,96	0,1384

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

10%, pois há somente 13,84% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Portanto, pode-se inferir que variações no preço do grão de trigo exportado pela Argentina e da taxa de câmbio determinam variações no preço da farinha de trigo no atacado, não o contrário. Além disso, pode-se concluir que é mais eficiente estimar o modelo com apenas uma equação em vez de três.

Como o VEC¹⁷ tem três variáveis, então

$$\begin{pmatrix} \nabla_{11} \\ \nabla_{21} \\ \nabla_{31} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} & \Gamma_{13} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} & \Gamma_{23} \\ \Gamma_{31} & \Gamma_{32} & \Gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \\ \nabla y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

O símbolo ∇ indica que a variável foi diferenciada de ordem um; y_{1t} representa a variável *LATACADO* no tempo t ; y_{2t} a variável *LPTARG* no período t ; e y_{3t} é a representação contemporânea de *LTC*. A matriz com os elementos alfa representam as velocidades pelas quais os desequilíbrios são corrigidos a cada período. A matriz transposta contendo os elementos beta representa os vetores de cointegração. Os elementos do vetor coluna à direita da matriz beta representam as variáveis em nível defasadas de um período. A matriz com os elementos Γ_{ij} contém os valores dos coeficientes estimados para as variáveis diferenciadas de ordem um e defasadas de um período, os quais são apresentados no vetor coluna seguinte. Finalmente, os resíduos de cada equação são representados pelo último vetor coluna (ε_{it}).

Pelo fato de o teste de cointegração indicar a presença de somente um vetor de cointegração, os outros dois vetores assumem valores iguais a zero e, conseqüentemente, os parâmetros α_{21} e α_{31} também assumem valor zero. Logo, o modelo VEC é reescrito como

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \\ \nabla y_{3t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \end{bmatrix} [\beta_{11} \beta_{21} \beta_{31}]' \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} & \Gamma_{13} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} & \Gamma_{23} \\ \Gamma_{31} & \Gamma_{32} & \Gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \\ \nabla y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

Multiplicando o vetor transposto beta pelo vetor coluna contendo as variáveis em nível, mas defasadas de um período, obtém-se o seguinte formato para o modelo VEC:

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \\ \nabla y_{3t} \end{pmatrix} = [\alpha_{11}] [\beta_{11} \times y_{1t-1} + \beta_{21} \times y_{2t-1} + \beta_{31} \times y_{3t-1}]' + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} & \Gamma_{13} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} & \Gamma_{23} \\ \Gamma_{31} & \Gamma_{32} & \Gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \\ \nabla y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

Resumidamente, o fato de α_{21} e α_{31} serem iguais a zero implica que é mais eficiente estimar o modelo somente com uma equação do que com três.

Inserindo-se os valores estimados para o termo de correção de erro, conforme apresentado na Tabela 6, tem-se:

¹⁷ Por causa da restrição de espaço, a constante foi omitida do modelo.

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \\ \nabla y_{3t} \end{pmatrix} = [-0,072][1 \times y_{1t-1} - 0,92 \times y_{2t-1} - 0,96 \times y_{3t-1}]'$$

As Figuras 3, 4 e 5 mostram os histogramas dos resíduos para cada variável. Os resíduos exibem distribuição com reduzida assimetria e que se aproxima de uma distribuição normal, isto é, os resíduos não apresentam sérias violações de normalidade. Para avaliar a distribuição dos resíduos, as Figura 3, 4 e 5 mostram também o Q-Q Plot, cujos eixos são elaborados visando contrastar os quantis da distribuição dos resíduos do modelo com os quantis de uma distribuição teórica – no caso, a distribuição normal. De maneira geral, quanto mais os pontos se localizam sobre a reta de 45 graus, mais próxima é a distribuição dos resíduos do modelo em relação à distribuição normal. Poucas observações estão um pouco mais afastadas da reta de referência e, portanto, há fortes indícios de que os resíduos sejam normais.

Outros dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC são a Decomposição

da Variância dos Erros de Previsão e a Função de Resposta de Impulso, muito úteis para analisar a dinâmica entre as variáveis do modelo.

A Tabela 10 mostra os resultados relativos à Decomposição da Variância dos Erros de Previsão para as três variáveis. Conforme Margarido (2000, p.132-133),

[...] a decomposição da variância 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.

A segunda coluna da Tabela 10 mostra 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 por no máximo 24 meses. No caso de *LATACADO*, a

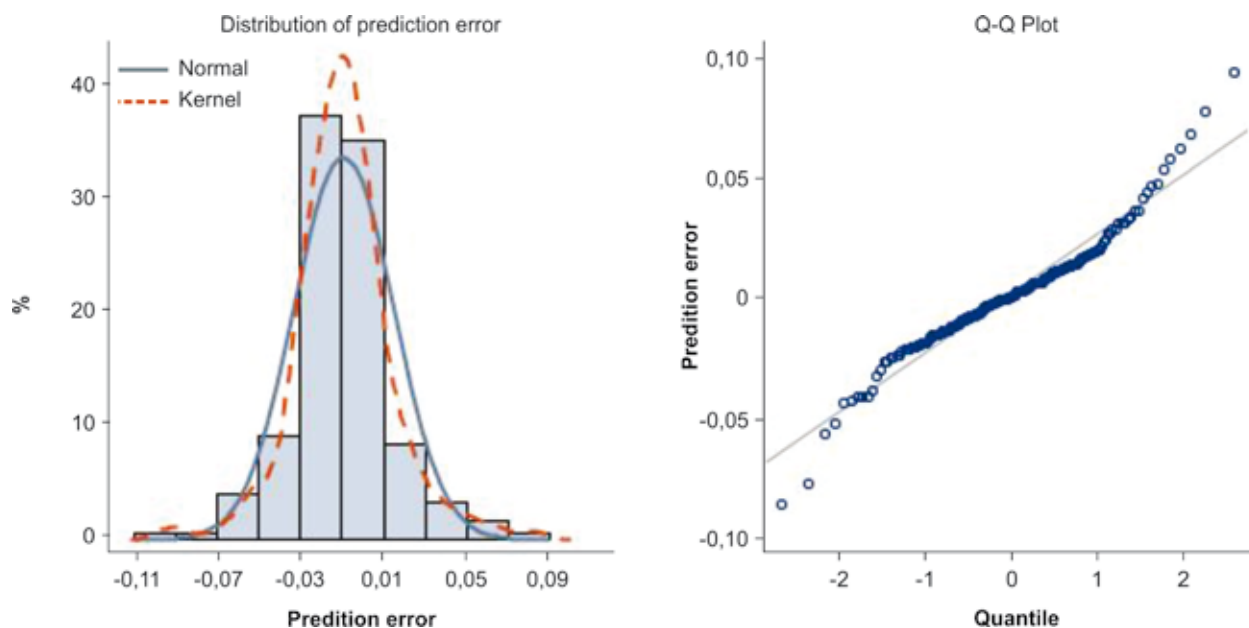


Figura 3. Histograma e regressão quantílica, resíduos e variável LATACADO.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

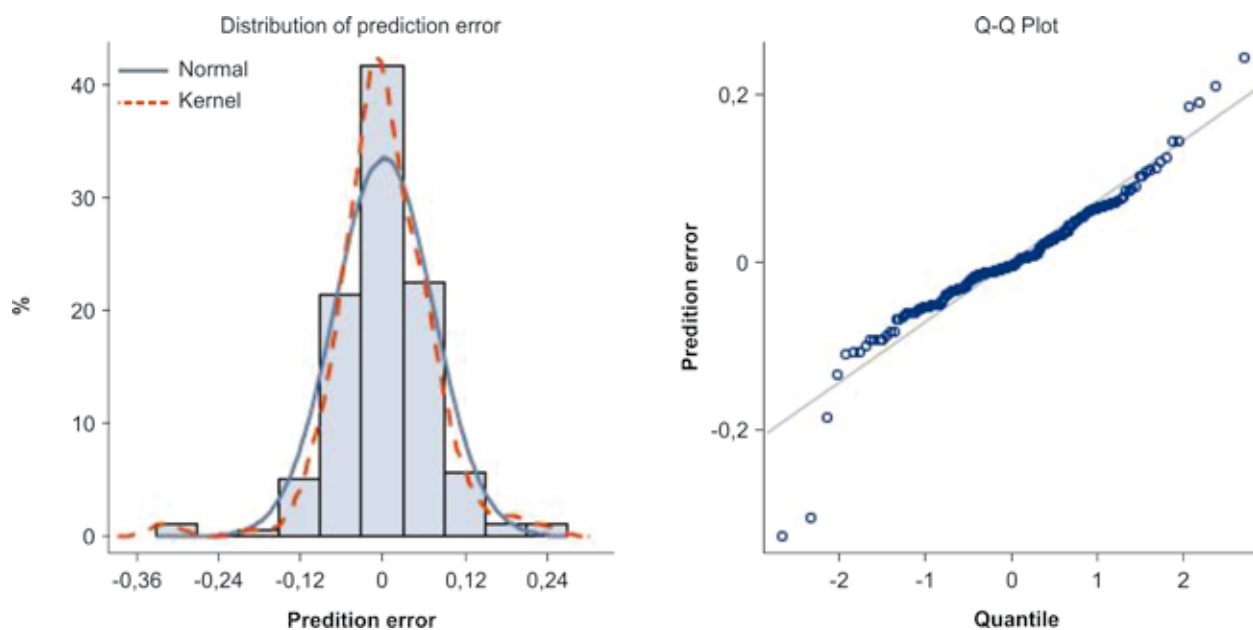


Figura 4. Histograma e regressão quantílica, resíduos – variável *LPTARG*.

Fonte: elaborado com dados da Unctad (2019).

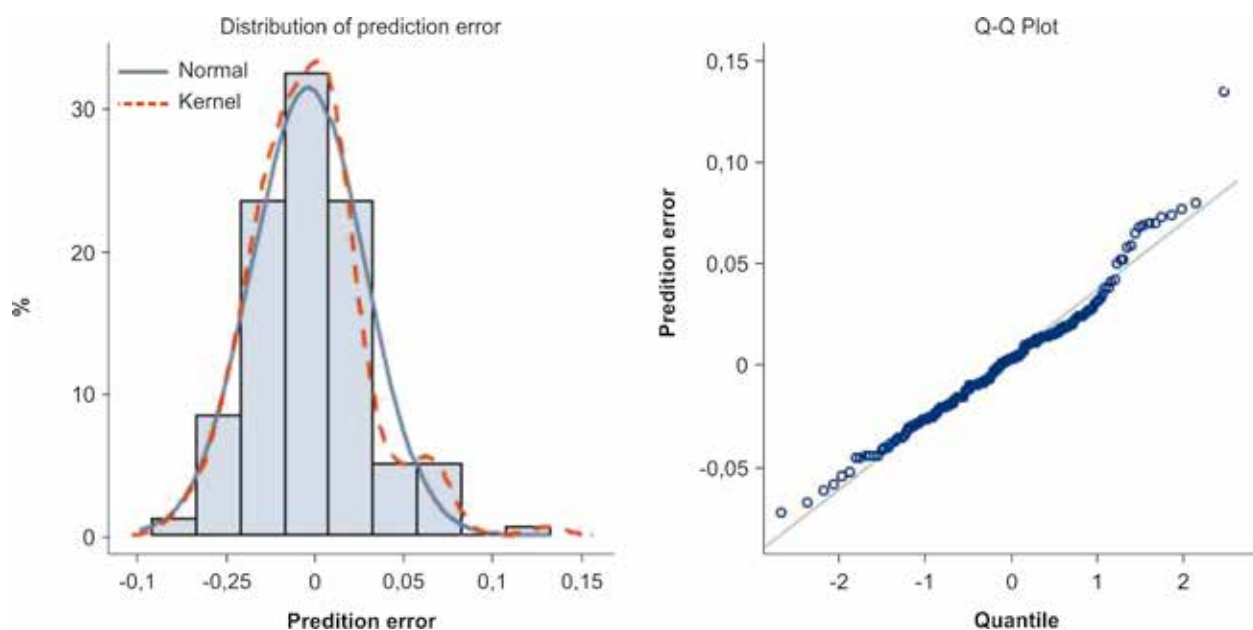


Figura 5. Histograma e regressão quantílica, resíduos – variável *LTC*.

Fonte: elaborado com dados do Ipeadata (2019).

terceira coluna capta o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre essa variável, isto é, mede qual o efeito que um choque não ante-

cipado sobre *LATACADO* tem sobre ela mesma ao longo do tempo. A quarta coluna mostra os percentuais das variâncias dos erros de previsão de *LATACADO* que são atribuídas às variações

Tabela 10. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, em porcentagem, para as variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LTC* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Lead	LATACADO	LPTARG	LTC
LATACADO	1	1,00000	0,00000	0,00000
	6	0,70219	0,21477	0,08304
	12	0,56376	0,33138	0,10486
	18	0,50329	0,38443	0,11228
	24	0,47206	0,41210	0,11585

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

em *LPTARG*; o mesmo raciocínio se aplica à quinta coluna para a variável *LTC*. Decorridos 24 meses de um choque não antecipado sobre *LATACADO*, cerca de 47,20% da variância dos erros de previsão de *LATACADO* é atribuída a ela própria, enquanto 41,21% deve-se a *LPTARG* e somente 0,11% a *LTC*. Portanto, esse resultado mostra que *LATACADO* é pesadamente influenciada por ela própria, mas a participação de *LPTARG* em *LATACADO* também é expressiva, ou seja, 41,21% da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de *LATACADO* deve-se a *LPTARG*, enquanto a taxa de câmbio contribui só com 11,58% na decomposição da variância dos preços da farinha de trigo no atacado.

Os resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de *LPTARG* mostram que, decorridos 24 de um choque não antecipado sobre essa variável, 61,25% de seu comportamento deve-se a ela própria – o preço da farinha de trigo no atacado contribui com 24,38%, e a taxa de câmbio contribui

com 14,41% na decomposição da variância de *LPTARG* (Tabela 11). Novamente, esses resultados são robustos, já que o preço médio recebido pelos exportadores de grão de trigo da Argentina é pesadamente influenciado por ele próprio. Verificou-se que o preço da farinha de trigo no atacado no Brasil também exibe relativo peso, e isso, provavelmente, deve-se ao estreito relacionamento entre os mercados do Brasil e da Argentina – membros do Mercosul.

Os resultados da decomposição da variável *LTC* também são robustos, pois, decorridos 24 meses de um choque não antecipado na taxa de câmbio, 83,13% da decomposição da variância da taxa de câmbio é influenciada por ela própria, enquanto o preço recebido pelo exportador de grão de trigo na Argentina participa com 13,43%, e o preço da farinha no atacado contribui com apenas 3,43% (Tabela 12). Esse resultado está dentro do esperado, pois a taxa de câmbio é uma variável cujo comportamento

Tabela 11. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, em porcentagem, para as variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LTC* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Lead	LATACADO	LPTARG	LTC
LPTARG	1	0,05048	0,94952	0,00000
	6	0,14106	0,76663	0,09231
	12	0,20041	0,67636	0,12324
	18	0,22807	0,63520	0,13672
	24	0,24338	0,61251	0,14411

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

Tabela 12. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, em porcentagem, para as variáveis *LATACADO*, *LPTARG* e *LTC* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Lead	LATACADO	LPTARG	LTC
<i>LTC</i>	1	0,01303	0,00943	0,97755
	6	0,02510	0,08176	0,89314
	12	0,03256	0,11412	0,85332
	18	0,03389	0,12738	0,83873
	24	0,03436	0,13432	0,83132

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

está relacionado, basicamente, às condições econômicas do país.

A seguir, são apresentados os resultados da Função da Resposta de Impulso. Em linhas gerais, a Função de Resposta de Impulso mostra a trajetória temporal de determinada variável em função de um choque não antecipado em outra variável.

Depois de um choque não antecipado em *LPTARG* e *LTC*, verificam-se três fases de *LATACADO* ao longo do tempo. Inicialmente, os preços da farinha no atacado aumentam a taxas crescentes; numa segunda fase, os preços continuam a crescer, mas a taxas decrescentes; finalmente, estabilizam-se (Figura 6). As diferenças entre os choques nas duas variáveis (*LPTARG* e *LTC*) ocorrem em relação ao *timing* e ao nível de estabilização.

No caso de um choque não antecipado em *LPTARG*, a resposta de *LATACADO* reside em se elevar a taxas crescentes até o segundo mês depois do choque inicial. A seguir, cresce a taxas decrescentes até se estabilizar por volta do 14º mês depois do choque inicial. No caso de um choque não antecipado na taxa de câmbio, a resposta do preço da farinha no atacado cresce a taxas crescentes até um mês depois do choque inicial. A seguir, continua sua trajetória, mas a taxas decrescentes até se estabilizar por volta do décimo mês depois do choque inicial. Finalmente, é necessário realçar que choques no preço do trigo na Argentina resultam num patamar superior do preço da farinha de trigo

no atacado relativamente a um choque não antecipado na taxa de câmbio. Com base nesses resultados, pode-se inferir que choques no preço recebido pelos exportadores de trigo na Argentina têm efeito mais forte sobre o preço da farinha de trigo no atacado do que um choque na taxa de câmbio.

Em ambos os casos, os efeitos dos choques, tanto do preço internacional quanto da taxa de câmbio, produzem efeitos permanentes sobre o preço da farinha de trigo no varejo, pois ambas as curvas se estabilizam em patamares superiores ao inicial.

Modelo doméstico margem de comercialização atacado e varejo

Contrariamente ao modelo anterior, em que foi estimada a elasticidade de transmissão de preços horizontal (ou espacial), esse modelo busca estimar a elasticidade de transmissão de preços vertical, ou margem de comercialização. De acordo com Sanches et al. (2018, p.4), citando Barros & Burnquist (1987),

[...] a elasticidade de transmissão vertical de preços corresponde à variação relativa no preço a um nível de mercado (varejo, por exemplo) em relação à variação no preço a outro nível (atacado, por exemplo), considerando que os dois níveis de mercado serão mantidos em equilíbrio após o choque inicial.

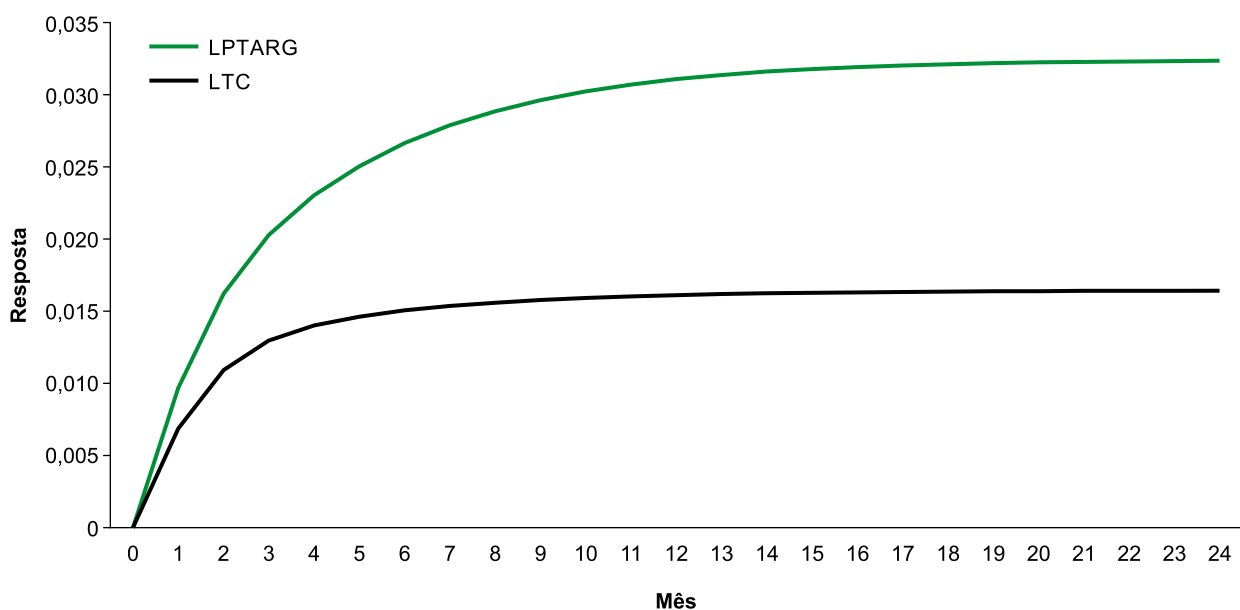


Figura 6. Função de Resposta de Impulso e efeitos de choques em *LPTARG* e *LTC* sobre *LATAACADO*.

Fonte: elaborado com dados de Unctad (2019), Ipeadata (2019) e FGV (2019a, 2019b).

A determinação da ordem de integração dos preços da farinha de trigo no atacado e varejo foi efetuada anteriormente (Tabela 1).

Inicialmente, o foco recaiu sobre a questão do curto prazo, via estimação do modelo do teste de causalidade de Granger, envolvendo os preços da farinha de trigo no atacado e varejo. Os resultados mostram que a hipótese nula de que os preços no varejo não causam Granger os preços no atacado não pode ser rejeitada, pois a probabilidade de se cometer o Erro tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira, é igual a 94,45%, e isso quer dizer que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e errar é muito grande (Tabela 13).

Em relação ao segundo teste de causalidade de Granger, a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I é, praticamente, igual a 0%. Assim, rejeita-se a hipótese nula e não se rejeita a hipótese alternativa de que os preços da farinha no atacado causam Granger os preços da farinha de trigo no varejo.

Portanto, a causalidade é unidirecional dos preços da farinha de trigo no atacado para os preços da farinha de trigo no varejo. Em ter-

Tabela 13. Testes de causalidade de Granger, variáveis *LATAACADO* e *LVAREJO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Hipótese nula	χ^2	p-valor
<i>LVAREJO</i> não causa <i>LATAACADO</i>	0,11	0,9445
<i>LATAACADO</i> não causa <i>LVAREJO</i>	92,01	<,0001

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

mos econômicos, esse é um resultado robusto, pois o atacado é representado pelos moinhos, que são poucos e possuem ligação direta com o mercado internacional de grão de trigo; logo, são formadores de preços, pois sua estrutura de mercado se aproxima de um oligopólio homogêneo. Já o varejo é caracterizado pela presença de grande número de empresas, grande parte de pequeno porte e com de pouca informação; assim, sua estrutura de mercado se aproxima da concorrência perfeita; conseqüentemente, são tomadoras de preços.

É necessário enfatizar que grandes redes de varejo importam diretamente a farinha de tri-

go do mercado internacional, sem ter que passar pelos moinhos. No entanto, a maioria dos que comercializam no varejo é de pequeno porte e depende dos moinhos.

Assim, o próximo passo é verificar se existe relação de longo prazo entre as duas variáveis, ou seja, se convergem para o equilíbrio no longo prazo. Para tal, novamente, foi usado o teste de cointegração de Johansen.

Novamente, os testes de cointegração mostraram a necessidade de escolha do melhor modelo entre os casos 3 e 2. Em ambos, as respectivas hipóteses nulas de que não há nenhum vetor de cointegração podem ser rejeitadas ao nível de significância de 1%. Assim, como o sistema contém duas variáveis, o teste deve prosseguir para verificar se há um ou dois vetores de cointegração. Em ambos os casos, as respectivas hipóteses nulas de que há somente um vetor de cointegração não podem ser rejeitadas, já que a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar algo que é verdadeiro e errar, é alta,

igual a 55,31% para o Caso 3 e 68,24% para o Caso 2 (Tabelas 14 e 15).

Com os resultados dos testes de cointegração acima, torna-se necessário determinar qual dos dois casos será usado neste estudo (Tabela 16).

Tabela 16. Teste de hipótese em relação ao caso a ser usado no Teste de cointegração de Johansen.

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

Fonte: adaptado de SAS (2000).

Como os dois testes de cointegração indicam a presença de um único vetor de cointegração, tem-se a hipótese nula com base na Tabela 17, ou seja, a hipótese nula refere-se ao Caso 2, e a hipótese alternativa está relacionada ao Caso 3. A probabilidade de se cometer o Erro

Tabela 14. Resultados do Caso 3 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística $\lambda_{traço}$, variáveis LVAREJO e LATACADO – de abril de 2003 a março de 2018.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{traço}$	Valor crítico ⁽¹⁾	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência linear
0	0	0,1571	30,7816	0,0002*		
1	1	0,0020	0,3517	0,5531		

⁽¹⁾ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%; * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Tabela 15. Resultados do Caso 2 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística $\lambda_{traço}$, variáveis LVAREJO e LATACADO – de abril de 2003 a março de 2018.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{traço}$	Valor crítico ⁽¹⁾	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0,1579	33,0690	0,0003*		
1	1	0,0138	2,4724	0,6824		

⁽¹⁾ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%; * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Tabela 17. Teste de cointegração de Johansen com restrição, para um vetor de cointegração, variáveis *LVAREJO* e *LATACADO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Rank	Eigenvalue Caso 3	Eigenvalue Caso 2	χ^2	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
0	0,1571	0,1579	2	2,29	0,3186
1	0,0020	0,0138	1	2,12	0,1453

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula, e ela ser verdadeira, é igual a 14,53%, elevada. Com base nesse resultado, pode-se inferir que a hipótese nula não pode ser rejeitada e, assim, deve-se escolher o modelo do Caso 2.

Como o sistema contém duas variáveis e foi constatada a presença de somente um vetor de cointegração, deve-se estimar um VEC.

A representação matemática do vetor de cointegração é

$$LVAREJO_{t-1} - 1,35452LATACADO_{t-1} + 0,41461 = 0$$

Isolando a variável dependente,

$$LVAREJO_{t-1} = 1,35452 LATACADO_{t-1} - 0,41461$$

Com isso e com o resultado apresentado na Tabela 18, uma variação de 1% no preço da farinha de trigo no atacado induz variação de 1,35% no preço da farinha no atacado no longo prazo, configurando uma relação elástica. Uma estimativa de longo prazo pode ser obtida com base no valor da estimativa do parâmetro alfa associado a *LVAREJO*. O sinal negativo indica que desequilíbrios no preço da farinha de trigo

são corrigidos em 9,70% a cada mês. Portanto, pode-se inferir que o longo prazo equivale a 10,3 meses. Daí, uma variação de 1% no preço da farinha de trigo no atacado proporciona variação de 1,35% no preço da farinha de trigo no varejo em até 10,3 meses.

O sinal positivo do parâmetro alfa associado a *LATACADO* indica que essa variável é fracamente exógena, isto é, variações de preço da farinha de trigo no atacado são transferidas para o preço da farinha de trigo no varejo, e não ocorre o contrário. No entanto, para a sustentação dessa afirmação, foi efetuado o teste de exogeneidade com a imposição de restrição de que esse parâmetro seja igual a zero, implicando que a variável preço da farinha no atacado é fracamente exógena. Matematicamente, tal restrição é

$$\begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} (\varphi)$$

O resultado do teste de exogeneidade com a imposição dessa restrição mostra que, ao se adotar o nível de significância de 5%, não se rejeita a respectiva hipótese nula de que esse coeficiente é igual a zero (Tabela 19). Portanto,

Tabela 18. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do VEC sem restrições sobre os parâmetros, variáveis *LVAREJO* e *LATACADO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) sem restrições sobre β	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>LVAREJO</i>	-0,09701	1,00000
<i>LATACADO</i>	0,08649	-1,35452
<i>Constante</i>		0,41461

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Tabela 19. Teste de hipótese χ^2 com a imposição da restrição de que o coeficiente de ajustamento de curto prazo seja nulo ($\alpha_{21} = 0$) para a variável *LATACADO*.

Eigenvalue	Eigenvalue restrito	Graus de liberdade	χ^2	Prob > χ^2
0,1579	0,1288	1	6,05	0,0139

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

esse resultado mostra que a variável preço da farinha de trigo no atacado é fracamente exógena, isto é, variações no preço da farinha de trigo no atacado impactam o comportamento do preço da farinha no varejo, não o contrário.

O VEC¹⁸ completo é dado por

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}' \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

em que y_{1t} corresponde a *LAVAREJO*; e y_{2t} a *LATACADO*. Os demais elementos são os mesmos definidos no modelo de transmissão de preços espacial.

Como há somente um vetor de cointegração em um sistema com duas variáveis, então

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{bmatrix} = [\beta_{11} \beta_{21}]' \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Além, disso, pelo fato de o teste de exogeneidade indicar que *LATACADO* é fracamente exógena, o parâmetro α_{21} assume valor igual à zero e, conseqüentemente, o modelo VEC é escrito como

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \end{pmatrix} = [\alpha_{11}] [\beta_{11} \times y_{1t-1} + \beta_{21} \times y_{2t-1} + \beta_{31} \times y_{3t-1}]' + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Nesse caso, os elementos de interesse são os parâmetros alfa e beta contidos no termo de correção de erro do modelo VEC (Tabela 18). Assim,

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \end{pmatrix} = [-0,097] [1,000 \times y_{1t-1} - 1,354 \beta_{21} \times y_{2t-1}]'$$

As Figuras 7 e 8 mostram que os respectivos resíduos se aproximam de uma distribuição normal e que a maioria dos pontos está sobre a linha de 45 graus dos gráficos dos Q-Q *Plot*, indicativo de bom ajuste dos resíduos.

A seguir, são apresentados os resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão para as variáveis preços da farinha de trigo no varejo e no atacado.

Decorridos 24 meses de um choque não antecipado nos preços da farinha de trigo no varejo, somente 37,94% do preço da farinha de trigo no varejo deve-se a ela própria, enquanto os preços da farinha de trigo no atacado contribuem com 62,95% na Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de *LAVAREJO* (Tabela 20). Esse resultado confirma que os preços da farinha de trigo no atacado exercem expressivo impacto na formação do preço da farinha de trigo no varejo, conforme esperado. Logo, o segmento varejista é tomador de preços, enquanto o setor de atacado é formador de preço.

Decorridos 24 meses de um choque não antecipado em *LATACADO*, 76,14% da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de *LATACADO* deve-se a ela própria, enquanto *LAVAREJO* contribui com somente 23,85% (Tabela 21). Esse resultado confirma que

¹⁸ Novamente, para facilitar a representação do modelo, a constante foi suprimida.

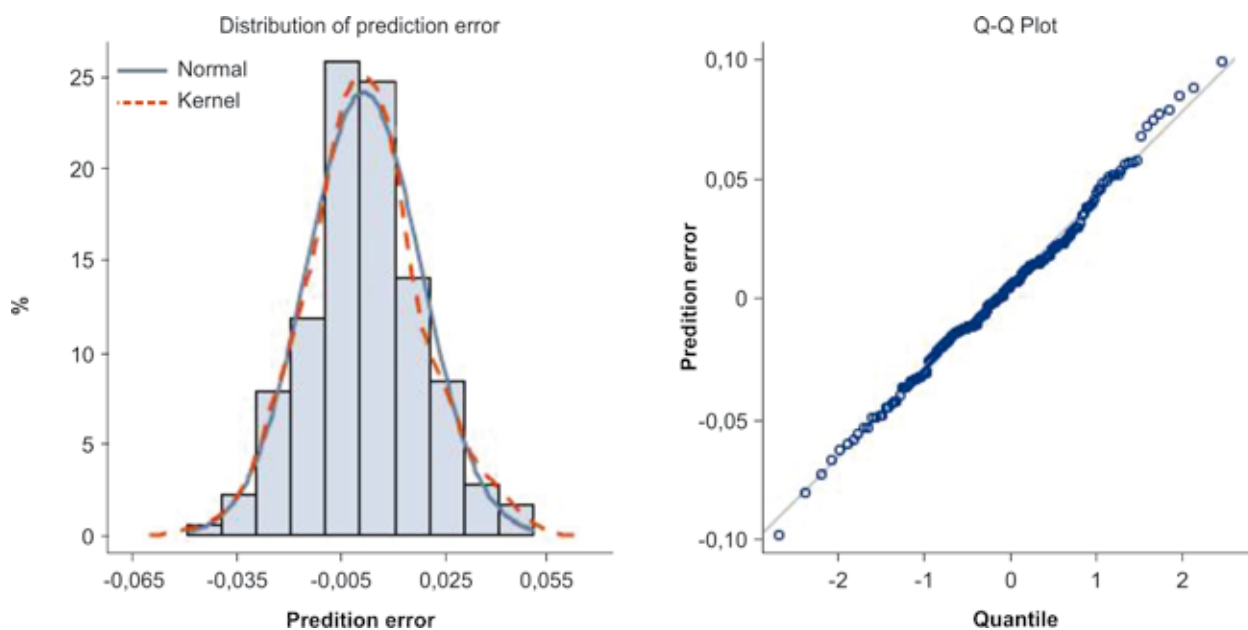


Figura 7. Histograma e regressão quantílica, resíduos – variável *LVAREJO*.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

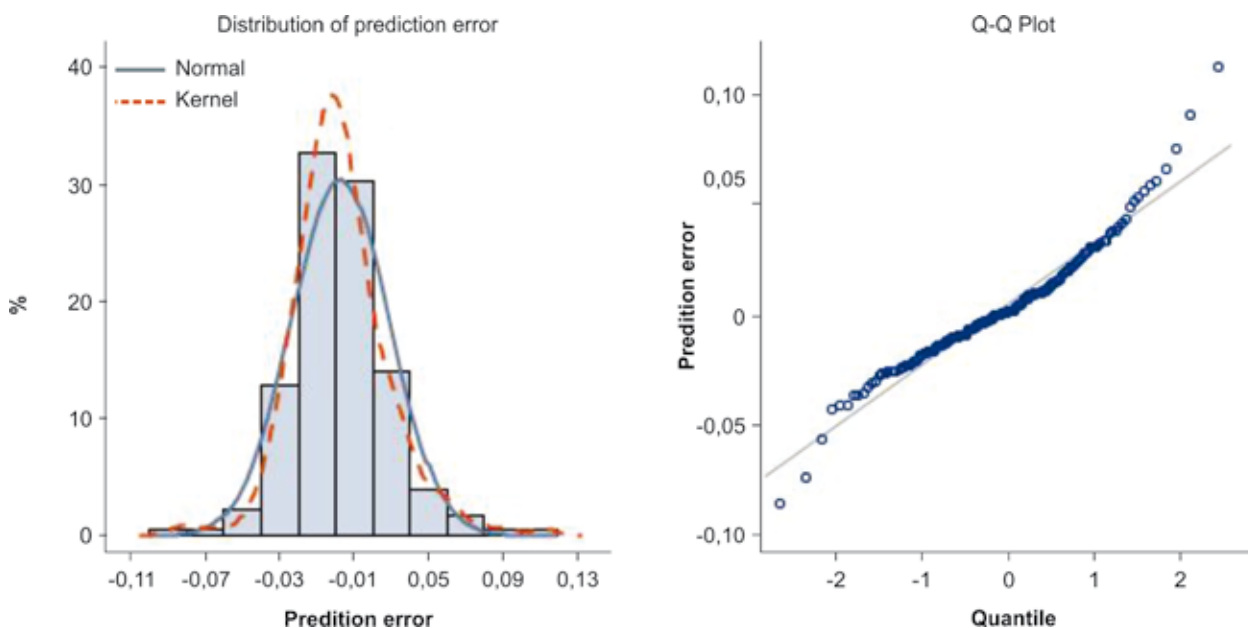


Figura 8. Histograma e regressão quantílica, resíduos – variável *LATACADO*.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

o segmento atacadista é formador do preço da farinha de trigo, pois é “pesadamente” influenciado por ele próprio, enquanto o segmento varejista é tomador de preços. No entanto, a expectativa era

de que o valor do varejo fosse menor. Com base nos resultados, quase 25% da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão do atacado deve-se ao varejo. Possivelmente, esse resultado reflete o

Tabela 20. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as Variáveis *LVAREJO* e *LATACADO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Lead	LVAREJO	LATACADO
<i>LVAREJO</i>	1	1,00000	0,00000
	6	0,44623	0,55377
	12	0,38203	0,61797
	18	0,37396	0,62604
	24	0,37045	0,62955

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

Tabela 21. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as Variáveis *LVAREJO* e *LATACADO* – de abril de 2003 a março de 2018.

Variável	Lead	LVAREJO	LATACADO
<i>LATACADO</i>	1	0,03229	0,96771
	6	0,07699	0,92301
	12	0,15935	0,84065
	18	0,20872	0,79128
	24	0,23852	0,76148

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

fato de que, para contornar o poder de monopólio (ou poder de mercado)¹⁹ dos moinhos, as indústrias de pães, biscoitos e também supermercados e hipermercados importem diretamente a farinha de trigo.

A Função de Resposta de Impulso exhibe a trilha temporal que a variável *LVAREJO* vai percorrer diante de um choque não antecipado em *LATACADO*. A Figura 9 mostra que, depois de um choque não antecipado nos preços da

farinha de trigo no atacado, os preços da farinha de trigo no varejo sobem rapidamente e a taxas crescentes até dois meses depois do choque inicial. Do terceiro até o quinto meses depois do choque inicial, os preços da farinha de trigo no varejo continuam em trajetória ascendente, mas com menor velocidade e a taxas decrescentes, até atingir seu ponto de máximo.

Como resultado final, verifica-se que os efeitos de choques nos preços da farinha de trigo no atacado determinam efeitos permanentes nos preços da farinha de trigo no varejo.

Conclusões

O mercado de trigo é de grande relevância para a economia brasileira, com destaque para o fato de o trigo em grão ser o produto que ocupa a segunda posição nas importações brasileiras. No ambiente doméstico, a farinha de trigo e os produtos derivados à base de trigo possuem considerável peso tanto na composição do IPCA, índice oficial da inflação no Brasil, quanto em termos de participação na cesta de consumo.

Os resultados deste estudo mostram que tanto o preço do trigo importado da Argentina (efeito preço internacional) quanto a taxa de câmbio (efeito câmbio) têm grande impacto sobre o preço da farinha de trigo no Brasil. Mais especificamente, o efeito câmbio é superior ao efeito preço internacional. Isso mostra a vulnerabilidade do País, pois a farinha de trigo e seus produtos derivados estão atrelados a uma variável macroeconômica extremamente volátil, a taxa de câmbio. Consequentemente, isso tende a pressionar os índices de inflação no Brasil. Mostram também a dependência do País

¹⁹ Em linhas gerais, o poder de mercado se caracteriza pelo fato de a empresa impor preço de determinado produto para os consumidores acima do preço que prevaleceria no modelo de concorrência perfeita. Diante de uma situação de poder de monopólio, o preço cobrado pela empresa é superior ao seu respectivo custo marginal de produção. Por causa disso, para determinar seu preço de venda, a empresa usa a fixação de *markup* (ou margem de comercialização). Conforme Pindyck & Rubinfeld (2001), a fórmula do *markup* é $P = CMg / (1 + (1/Ed))$, em que P é o preço de venda do produto, CMg é o custo marginal de produção e Ed é a elasticidade-preço da demanda da empresa (não do mercado). Quanto maior a elasticidade-preço da demanda da empresa, mais o termo $1/Ed$ se aproxima de zero e, como resultado, preço igual a custo marginal, configurando uma estrutura de concorrência perfeita. Segundo Motta (2004), a capacidade de uma empresa de praticar preços elevados depende também do grau de concentração dos compradores. Uma firma tem melhores condições de exercer o poder de mercado se há elevado número de consumidores (ou empresas) pulverizados do que naquelas situações em que há poucos compradores.

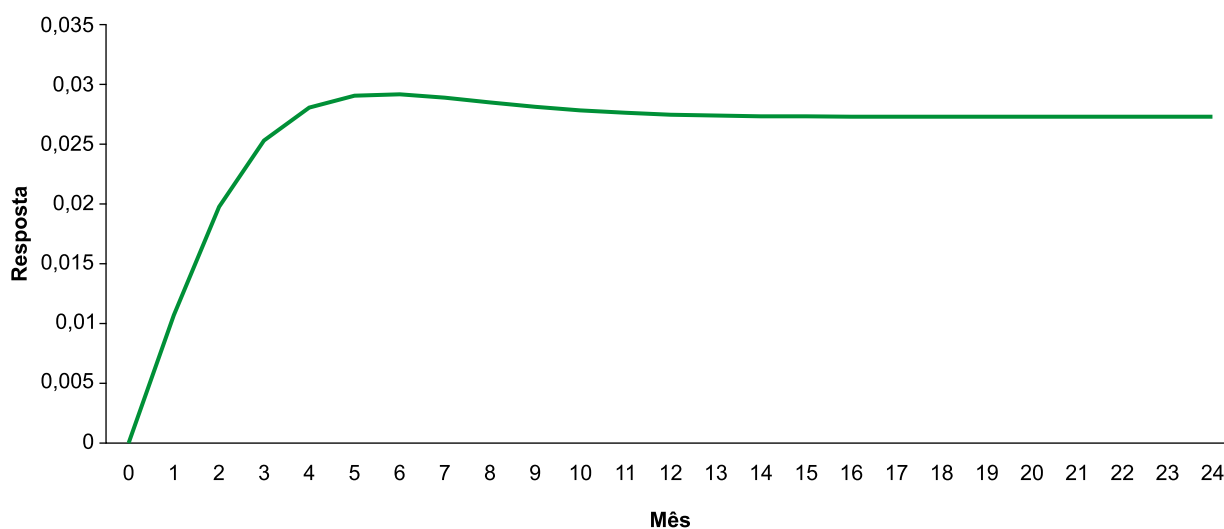


Figura 9. Função de Resposta de Impulso – efeitos de choques em *LATACADO* sobre *LVAREJO*.

Fonte: elaborado com dados da FGV (2019a, 2019b).

em relação ao mercado internacional, pois prevalece a Lei do Preço Único, ou seja, variações nos preços internacionais do trigo e da taxa de câmbio tendem a ser repassados integralmente para os preços da farinha de trigo no Brasil no longo prazo.

No âmbito doméstico, os resultados mostraram que variações no preço da farinha de trigo no atacado são repassadas mais que proporcionalmente para os preços da farinha no varejo no longo prazo. Uma possível explicação consiste no fato de que, diante do processo de rápida urbanização, as pessoas têm menos tempo para preparar alimentos e, conseqüentemente, passam a consumir produtos de mais fácil manuseio, como os derivados à base de trigo. Assim, apesar da relação benefício/custo, ainda vale a pena pagar mais caro, pela economia de tempo, e isso abre margem para que os varejistas repassem os aumentos de preços originados no atacado mais que proporcionalmente para o consumidor final.

Finalmente, é necessário observar que o mercado de trigo no Brasil está se alterando por causa do desenvolvimento de novas cultivares, pela Embrapa, que permitem a produção de trigo no Cerrado. Isso pode levar à redução da dependência do País em relação ao mercado

internacional de trigo e, conseqüentemente, pode determinar mudanças nas relações entre os segmentos de comercialização do trigo e seus derivados.

Referências

- BANERJEE, A.; DOLADO, J.J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D. **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. Oxford: Oxford University, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University, 2002. 701p.
- CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. **New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. 2nd ed. Great Britain: Edward Elgar, 1999. 344p.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-431, 1979. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p.1057-1072, 1981. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New York: J. Wiley & Sons, 2004. 460p.

- FGV. Fundação Getúlio Vargas. Instituto Brasileiro de Economia. **IPA: Índice de Preços ao Produtor Amplo.** Disponível em: <<https://portalibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/ipa/>>. Acesso em: 23 out. 2019a.
- FGV. Fundação Getúlio Vargas. Instituto Brasileiro de Economia. **IPC: Índice de Preços ao Consumidor.** Disponível em: <<https://portalibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/ipc/>>. Acesso em: 23 out. 2019b.
- FIEP. Federação das Indústrias do Estado do Paraná. **Panorama setorial: indústria do trigo: Paraná 2016.** Curitiba, 2016. 150p.
- FRANSES, P.H. **Time series models for business and economic forecasting.** Cambridge: Cambridge University, 1998. 280p.
- GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v.37, p.424-438, 1969. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912791>.
- HARRIS, R.I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling.** London: Prentice Hall, 1995. 176p.
- HARRIS, R.I.D.; SOLLIS, R. **Applied time series modeling and forecasting.** Chichester: J. Wiley & Sons, 2003. 302p.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Recuperação Automática - SIDRA.** Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1419>>. Acesso em: 20 dez. 2018.
- IPEADATA. **Taxa de câmbio.** Disponível em: <http://ipeadata.gov.br/beta3/#/dados-serie?anomapa=&ascOrder=&base=macro&busca=&columnOrdering=&end=2019&fonte=&serid=BM12_ERC12&skip=0&start=2003&tema=C%C3%A2mbio&territoriality=>>. Acesso em: 23 out. 2019.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models.** Oxford: Oxford University, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics). DOI: <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>.
- JUSELIUS, K. **The Cointegrated VAR Model: methodology and applications.** Oxford: Oxford University, 2006. 457p. (Advanced Texts in Econometrics).
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy.** 4th ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.
- MARGARIDO, M.A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil.** 2000. 173f. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- MARGARIDO, M.A.; BUENO, C.R.F.; MARTINS, V.A.; TOMAZ, I.F. Utilizando modelos de séries temporais para determinação de mercado geográfico relevante: o caso da farinha de trigo na cidade de São Paulo. **Teoria e Evidência Econômica**, v.14, p.98-127, 2007.
- MOTTA, M. **Competition policy: theory and practice.** Cambridge: Cambridge University, 2004. 616p. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511804038>.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D.F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v.6, p.399-422, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1093/wber/6.3.399>.
- PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach.** [Londres]: Palgrave Macmillan, 2000. 795p.
- PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B.B. **Cointegration for the applied economist.** New York: Palgrave Macmillan, 1994. p.113-146. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-349-23529-2_4.
- PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomics.** 5th ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2001. 700p.
- REZENDE, J.D.S.; OLIVEIRA NETO, O.J. de; SILVA, K.A. Volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil. **Future Studies Research Journal**, v.10, p.132-159, 2018. DOI: <https://doi.org/10.24023/FutureJournal/2175-5825/2018.v10i1.334>.
- SANCHES, A.L.R.; BARROS, G.S.A. de C.; ALVES, L.R.A. Contrato futuro de base de preços de milho no Brasil: evidências empíricas de transmissão assimétrica entre as regiões. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 56., 2018, Campinas. **Transformações recentes na agropecuária brasileira: desafios em gestão, inovação, sustentabilidade e inclusão social: anais.** Brasília: Sober, 2018.
- SAS INSTITUTE INC. **SAS/ETS Software: changes and enhancements, release 8.1.** Cary, 2000.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v.6, p.461-464, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>.
- UNCTAD. **United Nations Conference on Trade and Development.** Disponível em: <<https://unctadstat.unctad.org/wds/TableViewer/tableView.aspx>>. Acesso em: 23 out. 2019.