

DETERMINANTES DO PREÇO DA FARINHA DE TRIGO NO BRASIL, 2012–2018: UMA APLICAÇÃO DO MODELO VAR¹

Marcos Paulo Silva do Nascimento²
Neuler André Soares de Almeida³

Resumo: A farinha de trigo é um dos itens de maior consumo na cesta de mercado do brasileiro, de forma direta ou indireta, e o trigo em grão é um importante item da pauta de importação do Brasil, o quinto na lista de itens básicos. Estes produtos guardam relação direta porque um é matéria-prima do outro. Este artigo buscou analisar que relação se pode observar entre os preços do trigo em grão no mercado internacional e a taxa de câmbio e o preço da farinha do trigo no mercado varejista brasileiro no período que vai de 2012 a 2018. Foram utilizadas as ferramentas estatísticas de séries temporais, teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado, modelo auto-regressivo vetorial e modelo ARMA, bem como a criação de uma variável *proxy* para o preço médio da farinha de trigo. Os resultados indicam que fatores externos da taxa de câmbio e preço do trigo no mercado exterior tem um impacto positivo estatisticamente significativo sobre o preço da farinha de trigo.

Palavras-chaves: Farinha de trigo; Preço; Série Temporal; Taxa de Câmbio; Brasil.

DETERMINANTS OF THE WHEAT FLOUR PRICE IN BRAZIL, 2012–2018: AN APPLICATION OF THE VAR MODEL

Abstract: Wheat flour is one of the most consumed items in the market basket of Brazilians, directly or indirectly, and wheat grain is an important item in the import list of Brazil, the fifth in the list of basic items. These products have a relation because one is the raw material of the other. This article aimed to analyze the observed relation between wheat grain prices in the international markets and the exchange ratio and wheat flour prices in the domestic retail market in the period from 2012 to 2018. The statistical tools of time series analysis, unit root Dickey-Fuller test, vector autoregression and the ARMA model have been used, as well as the creation of a proxy for the average prices of wheat flour. The results indicate that external factors, exchange rate and the wheat grain price in the external market, have a statistically significant positive impact on the flour prices.

Keywords: Wheat; Price; Time Series; Exchange Rate; Brazil

Classificação JEL: C00, C3, C32.

¹ Artigo de conclusão de curso para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

² Graduando em Ciências Econômicas. Universidade do Estado do Amazonas.

marcospaulos.donascimento@gmail.com

³ Professor do quadro efetivo da UEA. Doutor em Biotecnologia. neuler.almeida@gmail.com

INTRODUÇÃO

Atualmente o Brasil vive um regime de câmbio flutuante, desde 1999 com a implantação da segunda fase do Plano Real. Outro componente do tripé macroeconômico brasileiro é o regime de metas de inflação. Na última década a meta de inflação foi ultrapassada apenas no ano de 2015, em que a inflação medida pelo Índice de preço ao consumidor amplo (IPCA) superou os 6,5% do teto da meta (BANCO CENTRAL, 2019) e chegou ao final do ano em 10,67% (IBGE, 2019).

A partir de 2012 o Brasil entrou em um período de baixo crescimento econômico e alto desemprego. O PIB real em 2018 é apenas 98,82% do PIB real de 2012 (WORLDBANK, 2019). O crescimento da economia brasileira foi consistentemente abaixo do crescimento da economia chinesa, por exemplo, que foi superior a 6% a.a. durante todo o período (WORLDBANK, 2019). O produto real chegou a declinar nos anos de 2015/2016 no alto da crise política que tomou o Brasil e findou no *impeachment* da ex-presidente Dilma Roussef. A taxa de desemprego se manteve acima de 6,2% durante o período e chegou ao pico de 13,7% em março de 2017, segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Sendo os gastos com alimentação um dos mais significativos dentro do orçamento familiar, de 17,5% (IBGE, 2019), é de grande valia compreender os fatores que influenciam o preço do trigo. A farinha de trigo é um dos ingredientes principais de uma variedade de alimentos como os pães, macarrões, bolos, bolachas e biscoitos — o que significa que o preço do trigo influencia o preço de muitos produtos de consumo final. A ampliação do conhecimento sobre o comportamento do mercado de trigo e farinha de trigo tem implicações importantes sobre a política alimentar e comercial em torno desta *commodity*⁴ e produto.

Buscamos, então, compreender quais os fatores influenciam o preço da farinha de trigo e mensurar os efeitos da taxa de câmbio e das variações no preço do trigo em grão no mercado internacional sobre o preço da farinha de trigo no mercado varejista doméstico.

O trabalho a partir daqui seguiu-se com uma discussão bibliográfica acerca da natureza dos bens sob investigação e depois uma discussão metodológica a respeito das ferramentas econométricas que foram utilizadas em estudos similares. Após isso, foram apresentados os métodos econométricos utilizados nesta pesquisa. Apresentaram-se os resultados e por fim, uma conclusão.

⁴ Bem em estado bruto ou pouco beneficiado, de natureza homogênea e fungível, e de grande importância no mercado internacional.

1. REVISÃO DA LITERATURA

1.1. Natureza dos bens: *tradeables* e *non-tradeables*⁵

Os bens podem ser classificados em *tradeables* e *non-tradeables*. Os bens *tradeables* são aqueles que são comercializados além das fronteiras nacionais, são essencialmente *commodities*, isto é, são bens homogêneos, e cujos mercados são bem estabelecidos. Por outro lado, temos os bens *non-tradeables*, cujos mercados não são tão desenvolvidos e que ocupam uma posição secundária em volume transacionado (MARGARIDO *et al.*, 2003).

Em uma economia aberta ao comércio internacional, o preço dos bens considerados *tradeables* sofre influência do preço internacional, da taxa de câmbio e das tarifas.

Os preços dos bens *tradeables* tendem a sofrer mais variação por conta de variações no preço internacional. Ao observar o aumento do preço no mercado internacional, os produtores buscam exportar mais e isso torna a oferta doméstica menor. Uma menor oferta doméstica, por sua vez, gera um aumento dos preços que é transmitida ao longo da cadeia de produção na medida em que a produção de bens finais é afetada pelo aumento dos custos de produção associados à aquisição de matéria-prima.

Mais concretamente é de se pensar que o aumento do preço do trigo no mercado internacional leve tanto a um aumento dos custos de importação do trigo, como também diminua a disponibilidade de trigo produzido domesticamente, que passa a ser exportado. A consequência disso é um maior custo para a indústria moageira. É, portanto, dessa forma que os preços são transmitidos entre os mercados de trigo em grão no mercado internacional (um bem *tradeable*) e o mercado de farinha de trigo doméstico (um bem *non-tradeable*)⁶.

A taxa de câmbio também afeta esse equilíbrio ao induzir, mediante uma desvalorização cambial, a oferta de mais bens para o mercado exportador. Os produtores, diante de uma desvalorização cambial podem alterar a proporção de bens produzidos, focando em bens *tradeables* e assim diminuindo tanto a oferta direta de bens *non-tradeables*, quanto diminuindo, indiretamente, a oferta de *non-tradeables*, através do aumento dos custos de insumos os quais entrariam na cadeia de produção doméstica de bens finais, como é o caso do trigo em grão para o mercado moageiro.

⁵ *Tradeables* em tradução livre seria “comercializável (no mercado internacional)”. *Non-tradeables* poderia ser traduzido como “não comercializável (no mercado internacional)”.

⁶ A classificação do trigo em grão como *tradeable* e da farinha de trigo como *non-tradeable* deve se ao fato de a que o trigo em grão é um *commodity* comercializada em larga escala no mercado mundial, enquanto a farinha de trigo não. O trigo em grão é comprado pelas indústrias moageiras domésticas e serve de insumo para a produção da farinha de trigo.

1.2.Aspectos metodológicos: Uma breve discussão

Um dos aspectos a serem levados em conta nesta pesquisa é que os preços locais do trigo dependem tanto de fatores internos quanto de fatores externos. A questão da transmissão de preços foi tratada em diversas publicações nos últimos anos. As publicações englobam diversos períodos de tempo, bem como se estendem sobre áreas geográficas distintas e tratam de *commodities* diferentes.

A transmissão de preços sob discussão se refere ao processo através do qual os preços de um mesmo bem de consumo se tornam iguais em diferentes mercados na ausência de custos transacionais e de transporte, se a mesma moeda for usada em todos os mercados. Isso é uma consequência da Lei do Preço Único (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005, *apud* CORONEL *et al.*, 2010).

Em realidade há custos transacionais e de transporte, bem como o fato de os bens serem comercializados em diferentes moedas, o que adiciona uma camada de complexidade à análise. Crítica feita por autores como Fackler e Goodwin (2001) e Miljkovic (1999), conforme assinala Coronel *et al.* (2010).

Barros *et al.* (2014) trataram da questão da transmissão de preços nos mercados de trigo do Paraná, Rio Grande do Sul, Argentina e Estados Unidos. Foi encontrado um grande grau de convergência dos preços mesmo na presença de custos de transação. Modelos econométricos semelhantes aos de Barros, teste de Dickey-Fuller, testes de meia-vida, convergência e estacionariedade, foram utilizados por Margarido *et al.* (2004) para estudar o mercado de soja e óleo de soja no período entre 1999 e 2001 para o estado de São Paulo.

Os mercados globais de diversas *commodities* foram submetidos a análises sob o ponto de vista de modelos auto-regressivos de defasagens distribuídas (ADL) e modelos de vetores de correção de erro (VEC) tanto sob o aspecto vertical (produtor, atacado e varejo) quanto horizontal por Conforti (2003) e foi constatado que os mercados asiáticos e latino-americano são mais sensíveis à transmissão de preços.

O mercado de trigo argentino foi estudado em relação ao seu grau de integração internacional por Coronel *et al.* (2010) no período que se estendeu de 1994 a 2009. As ferramentas estatísticas utilizadas foram os testes de raiz unitária, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, estimação de função estímulo-resposta, a conclusão a que se chegou foi a de que os mercados em questão não são perfeitamente integrados.

Faria (2009) investigou a transmissão vertical de preço para o mercado de trigo e derivados no Brasil. O mercado tritícola sendo altamente subsidiado ficou cada vez mais caracterizado por um desacoplamento dos preços da matéria-prima e produtos finais.

A uma conclusão similar chegou Jena (2016) em seu estudo sobre o mercado indiano de *commodities* agrícolas no qual foram utilizadas as técnicas de estudo de séries temporais de cointegração e vetores de correção de erros. O estudo de Jena abrangeu não apenas os índices relativos a produtos agrícolas, mas também os índices de energia e metais, mas apenas em relação aos preços agrícolas é que se verificou essa falta de integração entre os preços domésticos e internacionais.

As implicações de choques nos preços para a segurança alimentar foram estudadas por Ilyasov *et al.* (2016) em relação aos países em desenvolvimento da Ásia Central. Mais especificamente o estudo debruçou-se sobre o mercado tritícola tadjique para verificar a hipótese de integração doméstica, regional e global. O mercado de trigo tadjique está mais integrado com os mercados tritícolas internacionais do que com outros mercados domésticos e regionais. O significado disso é que existe uma assimetria na transmissão de preços que coloca em risco as áreas mais pobres e com menor produção de trigo.

No trabalho de Rapsomanikis *et al.* (2003) foram discutidas questões acerca da própria definição de integração de mercado, como completude e assimetria. A análise foi conduzida para o mercado cafeeiro no período de 1969 a 2001 e foi encontrado evidências de que políticas de preço fixo impedem a transmissão de preços e políticas de preço mínimo tornam a transmissão de preço mais lenta e assimétrica.

Roland-Hols e Finn (2006) analisaram a questão da transmissão de preços sob uma ótica bem diferente, a das matrizes de contabilidade social, e no seu estudo acerca do Vietnã concluíram que a inclusão de preços de fatores domésticos e o ajuste por custo de vida são componentes necessários em uma análise horizontal da economia. Eles também demonstraram que seus métodos são particularmente apropriados para lidar com economias em transição, isto é, economias que estão entrando em um processo de globalização.

A aplicação de modelos VAR em painel para muitos países foi feita por Marini e McCorriston (2017) para estudar choques com fontes específicas e demonstrou que esses choques têm efeitos diretos e indiretos na medida em que as interdependências entre países produtores vão se compondo até gerar efeitos maiores sobre os países importadores. Canova e Cicarelli (2009) desenvolveram métodos para isolar esses efeitos diretos do efeito total causado pelos choques e assim pôde avaliar a extensão dos efeitos de transmissão indireta.

2. Metodologia

2.1. Modelos de Série Temporal

Uma série temporal pode ser definida como uma sucessão de observações ordenadas no tempo. São exemplos a precipitação diária, o número de nascimentos numa dada região ou o volume de vendas anuais de uma empresa.

Em estatística, assim como noutros campos da investigação, como a econometria, a matemática financeira e a bioestatística, é usual estudarem-se séries temporais que apresentam algum tipo de variabilidade, à qual estão normalmente associadas perturbações aleatórias. O estudo destas sequências permite a caracterização dos processos por estas representadas, a previsão do comportamento destes processos em termos futuros e, por último, a identificação e avaliação dos fatores que possam ter influenciado o comportamento das mesmas.

Dada a natureza dos valores das séries temporais, estas podem ser classificadas como discretas ou contínuas. Uma série temporal diz-se discreta quando apenas pode ser observada em intervalos de tempo regulares. São exemplos o número de passageiros mensais de uma companhia aérea, o volume de vendas anual e os lucros trimestrais. Nos casos em que os valores podem ser registrados em qualquer momento temporal, sem interrupções, as séries dizem-se contínuas. Como exemplos temos a velocidade do vento, a pressão e a temperatura.

Neste trabalho são consideradas apenas séries discretas ou séries originalmente contínuas em que registos são realizados em intervalos de tempo regulares.

2.2. O modelo de Auto Regressão Vetorial (VAR)

Para caracterizar e estudar uma série temporal é fundamental encontrar um modelo matemático que se aproxime dos valores em estudo. Normalmente as séries temporais são analisadas tendo em conta aspetos como a tendência, o ciclo, a sazonalidade e as variações aleatórias.

Desta forma Gujarati (2006), Wooldridge (2005) e Madala (2003) identificam cinco modelos de séries temporais mais adotados em pesquisas na área da Econometria tais como:

1. AR
2. ARMA
3. ARIMAX
4. VAR

Dos modelos anteriormente apresentados o presente estudo utilizará o modelo VAR (Modelo Vetorial Auto-regressivo). Esta metodologia é uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado, onde cada equação definida pelo VAR é uma regressão por mínimos quadrados ordinários de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo.

Neste artigo utilizou-se o VAR para testar de estabilidade do VAR, e depois proceder com a seleção do número adequado de defasagens para a construção do modelo ARMA.

O modelo VAR pode ser expresso por:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \dots + A_pX_{t-p} + B_0Z_{t-1} + B_1Z_{t-1} + \dots + B_pZ_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

- A_0 é o vetor de termos de interceptos;
- A_1, \dots, A_p são matrizes $N \times N$ de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas;
- B_0, \dots, B_p são matrizes $N \times N$ de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis exógenas;
- ε_t é um vetor $N \times 1$ de erros.

Para o modelo que pretendemos trabalhar adotou-se um que utiliza do valor da variável dependente do lado direito e o termo vetorial de duas ou mais variáveis. O modelo escolhido foi:

$$F_{t-1} = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_1 TX_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_2 IPCA_{t-1} + \sum_{i=1}^n \log(PB_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \log(PA_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \log(PE_{t-1}) + \mu_i \quad (2)$$

Onde:

F_{t-1} = Índice defasado de preço da farinha de trigo;

α = Coeficiente Linear;

TX_{t-1} = taxa média mensal defasada de câmbio dólar/real;

$IPCA_{t-1}$ = Índice defasado do preço ao consumidor amplo;

PB_{t-1} = preço defasado do trigo em grão no Brasil;

PA_{t-1} = preço defasado do trigo em grão na Argentina; e

PE_{t-1} = preço defasado do trigo em grão nos Estados Unidos.

2.3. ARMA

Um modelo ARMA (p, q) é um modelo que agrega características de um processo auto-regressivo em relação aos seus próprios valores defasados p vezes e a média móvel de seus termos de erros defasados q vezes (GUJARATI, 2006).

De modo geral, a forma do modelo ARMA(p, q) é:

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q} \quad (3)$$

Neste tipo de equação os valores de Y no período t dependem dos valores de Y no período $t-1$ e dos valores da média móvel dos erros estocásticos passados e presentes, u , e da constante θ .

Dito isto, o seguinte modelo ARMA(2, 0) foi usado:

$$F = \beta_0 + \beta_1(TX) + \beta_2(IPCA) + \beta_3(PB) + \beta_4(PA) + \beta_5(PE) \quad (4)$$

2.4. Base de Dados

Esta pesquisa terá uma abordagem empírico-quantitativo e, mais especificamente, lançará mão das ferramentas da econometria. Quanto ao tipo esta pesquisa será bibliográfica, porquanto utilizar-se-á de artigos, livros e dados de fontes oficiais.

O material da pesquisa é composto de cinco séries temporais. A série do IPCA, obtida do IBGE, que captura a taxa mensal de inflação no Brasil e a série de “inflação específica” da farinha de trigo, que consta dos microdados disponibilizados pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). A série de taxa média de câmbio obtida do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). E três séries temporais dos preços do trigo em grão nos mercados brasileiro, argentino e norte-americano.

Os dados da série temporal brasileira foram originalmente coletados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (CEPEA/ESALQ) e se referem ao preço médio no Paraná, o maior mercado produtor do Brasil. A série temporal com os preços da tonelada de trigo argentino e americano foram obtidas da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO).

Na ausência de dados sobre a média dos preços da farinha de trigo no mercado varejista em escala nacional, construiu-se um número índice a partir dos dados da taxa de

inflação específica da farinha de trigo. O índice foi construído com base nos microdados do IPCA, disponível no SIDRA. Adotou-se janeiro de 2012 como a base, 100, do índice, por conta de este ser o início da série temporal sob análise. O uso de um número índice altera o valor inicial da série temporal e preserva a diferença relativa dos valores transformados em índice, de tal modo que é possível reverter a operação e obter preços a partir dos índices.⁷

Diante do exposto este foi a *proxy*⁸ que nós utilizamos, o que diferencia este trabalho do desenvolvido por Margarido (2002) que usou os preços absolutos para a construção de seus modelos. A construção do número índice segue a fórmula:

$$F(t) = F_{(t-1)} \times (1 + \pi_t) \quad (5)$$

Onde “ $F(t)$ ” representa o índice atual do preço da farinha de trigo no mercado varejista, “ $F_{(t-1)}$ ” representa o índice no período anterior, e “ π_t ” representa a inflação medida pelo IPCA, no período atual.

Por fim, o *software* estatístico utilizado foi o Eviews9 para execução dos modelos e o Microsoft Excel do pacote Office 16 para os gráficos e tabelas.

3. Resultados

O Brasil não é autossuficiente na produção de trigo. As importações brasileiras do grão são superiores à quantidade de trigo exportada. (Tabela 1).

Tabela 1 – Quantidade exportada e importada e valor da importação de trigo do Brasil de 2012 a 2018.

Ano	Quantidade Exportada em Milhares de Toneladas	Quantidade Importada em Milhares de Toneladas	Valor Importado em Milhões de US\$ FOB
2012	2400	6580,44	1757,04
2013	1190	7273,19	2417,82
2014	277	5783,01	1812,45
2015	1780	5170,43	1216,46
2016	713,31	6866,33	1335,39
2017	617,64	6022,23	1149,31
2018	221,25	6817,14	1502,37

Fonte: elaboração própria a partir de dados do COMEXSTAT, 2019.

⁷ No caso deste trabalho, os preços em si mesmos são desconhecidos, então não é possível dizer nada sobre os preços absolutos. Entretanto, se um dos valores fosse conhecido, todos os outros poderiam ser derivados.

⁸ Variável que não é imediatamente relevante, mas que se usa em substituição de outra variável correlata.

Parte da produção é adequada apenas para consumo animal, portanto o Brasil é um dos grandes importadores mundiais de trigo. No ano de 2018, o trigo foi o quinto item mais importado dentre os “Produtos Básicos”⁹ (MDIC, 2019). As estatísticas de moagem de trigo também apontam para o fato de que temos de importar a maior parte da nossa produção de farinha (ABTRIGO, 2019) (Tabela 2).

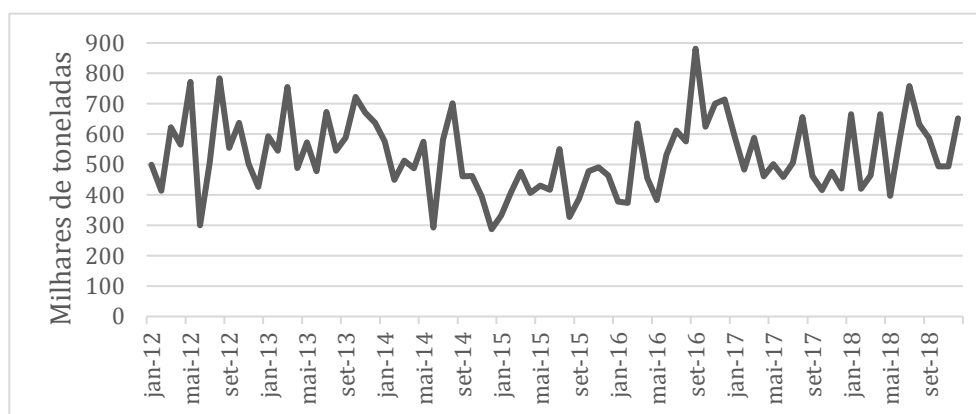
Tabela 2 – Quantidade moída e importada de trigo do Brasil de 2012 a 2018

Ano	Quantidade Moída de Trigo (Farinha)	Quantidade Importada em Milhares de Toneladas
2012	8165	6580,44
2013	8457	7273,19
2014	8396	5783,01
2015	7819	5170,43
2016	5050	6866,33
2017	8831	6022,23
2018	9131	6817,14

Fonte: elaboração própria a partir de dados do COMEXSTAT, 2019, e ABTRIGO, 2019.

O gráfico 1 mostra, mensalmente, as importações. No período sobre análise, o dezembro de 2014 foi o mês que registrou menor volume de importações com 287,19 milhares de toneladas; o pico de volume importado foi setembro de 2016, com 881,23 milhares de toneladas.

Gráfico 1 – Evolução das importações de trigo do Brasil de 2012 a 2018 — Quantidade.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do COMEXSTAT, 2019.

⁹ Segundo os critérios do Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

O teste Dickey-Fuller aumentado (Tabela 3) verifica a hipótese de estacionariedade ao procurar a presença de raiz unitária na série (GUJARATI, 2006). Ao nível de significância de 1%, a hipótese nula da presença de raiz unitária é rejeitada e, portanto, a série deve ser considerada estacionária. O significado disso é que não há tendência nem de queda ou elevação no volume importado.

Tabela 3 – Resultado do Teste Dickey-Fuller da série de volume de importação de 2012 a 2018.

Null Hypothesis: PESO has a unit root
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.134973	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* estatístico Eviews9.

A tabela 4 mostra o teste de raiz unitário aplicado sobre o polinômio do modelo VAR para verificar a estabilidade do modelo VAR. O modelo satisfaz a condição de estabilidade, pois que não se observa uma raiz com valor, em módulo, superior a 1.

Tabela 4 – Resultado do Teste de Raiz Unitária do Modelo VAR.

Raízes do polinômio
Especificação de defasagem: 1 2

Raiz	Módulo
0.968078	0.968078
0.899913 - 0.133780i	0.909802
0.899913 + 0.133780i	0.909802
0.747772	0.747772
0.640125 - 0.368604i	0.738667
0.640125 + 0.368604i	0.738667
0.450437 - 0.355512i	0.573831
0.450437 + 0.355512i	0.573831
0.184198 - 0.158794i	0.243196
0.184198 + 0.158794i	0.243196
-0.014096 - 0.222403i	0.222849
-0.014096 + 0.222403i	0.222849

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* estatístico Eviews9.

A tabela 5 apresenta o quadro resumo dos testes de seleção de defasagens. O modelo VAR foi feito utilizando duas defasagens, conforme o critério de informação de Akaike (GUJARATI, 2006). Tendo o modelo indicado que deve ser usadas duas defasagens, esse foi o número de defasagens do modelo ARMA criado.

Tabela 5 – Resultado dos testes de seleção de defasagens do VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-183.9961	NA	5.26e-06	4.871695	5.052980	4.944267
1	307.6991	895.1375	4.44e-11	-6.812798	-5.543801*	-6.304795
2	361.0182	88.86520*	2.90e-11*	-7.256878*	-4.900169	-6.313444*
3	392.9443	48.29844	3.35e-11	-7.152419	-3.707998	-5.773554
4	420.7543	37.79299	4.48e-11	-6.942417	-2.410285	-5.128121
5	455.9508	42.41638	5.25e-11	-6.921816	-1.301972	-4.672090
6	500.1673	46.48399	5.28e-11	-7.132495	-0.424939	-4.447337

* indica a melhor escolha segundo o critério

LR: teste estatístico LR (cada teste ao nível de 5%)

FPE: erro de previsão final

AIC: critério de informação de Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* estatístico Eviews9.

O modelo ARMA, da tabela 6, permite-nos concluir que, exceto pelo IPCA, todas as variáveis discutidas tiveram efeito estatístico significativo sobre o índice de preços da farinha de trigo.

Como previsto pela teoria, a taxa de câmbio tem um efeito positivo significativo sobre o preço da farinha. Também o preço do trigo em grão na Argentina, o principal fornecedor da *commodity* ao Brasil, tem efeito positivo sobre o preço da farinha de trigo.

O motivo pelo qual o valor do IPCA não teve uma contribuição significativa para a regressão se deve provavelmente porque a farinha de trigo é apenas um dos componentes do IPCA e não se pode esperar que todos os itens que compõe o IPCA se movam na mesma direção e na mesma magnitude. Por esse mesmo motivo, ele foi excluído do modelo apresentado na tabela 6.

Tabela 6 – Resultado do ARMA.

Dependent Variable: F
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2012M03 2018M12
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	96.33120	10.06002	9.575643	0.0000
TX(-2)	13.36795	2.360790	5.662488	0.0000
PB(-2)	0.027700	0.008854	3.128602	0.0025
PA(-2)	0.203796	0.039232	5.194643	0.0000
PE(-2)	-0.303771	0.039341	-7.721494	0.0000
R-squared	0.849259	Mean dependent var		136.6274
Adjusted R-squared	0.841428	S.D. dependent var		16.68131
S.E. of regression	6.642683	Akaike info criterion		6.683946
Sum squared resid	3397.644	Schwarz criterion		6.830698
Log likelihood	-269.0418	Hannan-Quinn criter.		6.742865
F-statistic	108.4522	Durbin-Watson stat		0.454466
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* estatístico Eviews9.

4. Conclusão

Este estudo espera ter contribuído para um melhor entendimento do preço da farinha de trigo, haja visto que, como se aludiu anteriormente, os custos com alimentação são expressivos no orçamento dos consumidores brasileiros.

Em que pese o trabalho ter se debruçado sobre os efeitos de transmissão de preços do trigo em grão para o mercado varejista de farinha de trigo, as ferramentas utilizadas poderiam ser estendidas para o estudo de todo o complexo tritícola, o qual inclui, além da farinha de trigo, as bolachas e biscoitos, macarrões e pães, alimentos infantis como preparados para mingais, glúten de trigo, fécula, etc.

Os resultados das pesquisas apontaram para a conclusão de que os fatores externos do preço internacional do trigo e da taxa de câmbio tem efeitos sobre o preço local da farinha de trigo. A razão disso seria a expressividade da nossa demanda pela produção tritícola internacional, principalmente da Argentina.

Os resultados espelham estudos semelhantes realizados acerca da transmissão de preços de *commodities* como os de Margarido *et al.* (2002), Faria (2009), e Barros *et al.* (2014).

Por fim, em resumo, foram encontradas evidências estatísticas de que a taxa de câmbio e o preço do trigo em grão afetam positiva e sobremaneira no preço da farinha de trigo no mercado doméstico. Confirmando assim a hipótese inicial da transmissão de preços e integração dos mercados.

O resultado do coeficiente relativo ao preço do trigo americano, entretanto, não parece combinar com o que prevê a teoria. A hipótese é de que haja um domínio do fator da taxa de câmbio que esteja interferindo com o resultado. Estamos abertos para discussões ulteriores acerca dessa hipótese.

Há ainda a necessidade de usar as ferramentas econométricas de séries temporais em conjunto com as contribuições do uso de matrizes de contabilidade social (ROLAND-HOLS, FINN, 2006) para ter uma visão mais ampla do processo de integração e transmissão de preços.

5. Referências

ALENCAR, Leonardo S. de. **Raízes unitárias e cointegração: uma introdução**. Boletim do Banco Central do Brasil, Brasília, 1998.

Associação Brasileira da Indústria do Trigo – ABTRIGO. **Moagem de Trigo e Consumo de Trigo**. Disponível em: http://www.abitrigo.com.br/associados/arquivos/06_ESTIMATIVA_DE_MOAGEM_DE_TRIGO_E_CONSUMO_DE_FARINHA.pdf. Acesso em 28/10/2019.

Banco Central do Brasil. **Metas de Inflação**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/grafico/graficoestatistica/precos>. Acesso em 28/10/2019.

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, 1990.

BUENO, Rodrigo L. S. **Econometria das séries temporais**. São Paulo: Thomson Learning, 2008.

CANOVA, Fabio; CICCARELLI, Matteo. **Estimating Multicountry VAR Models**. International Economic Review Vol. 50, No. 3, August, 2009.

CORONEL, Daniel A. *et al.*, **Integração e Transmissão de Preços Entre Os Mercados de Trigo Argentino e Internacional**. PESQUISA& DEBATE, SP, volume 21, número 2 (38), 2010.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root**. Journal of The American Statistical Association, v. 74, n. 366, Jun, 1979.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. *Econometrica*, v. 49, n.4, jul, 1981.

GUJARATI, Damodar. **Econometria básica**. 4ª edição. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

HASSANZOY, Najibullah *et al.* **Cointegration and spatial price transmission among wheat and wheat-flour markets in Afghanistan**, *Applied Economics*, 2017.

ILYASOV, Jarilkasin *et al.* **Market integration and price transmission in Tajikistan's wheat markets: Rising like rockets but falling like feathers?** IFPRI Discussion Paper 1547. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI). 2016. Disponível em: <http://ebrary.ifpri.org/cdm/ref/collection/p15738coll2/id/130498> Acesso em 28/10/2019.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. **“POF 2017-2018: Famílias com até R\$ 1,9 mil destinam 61,2% de seus gastos à alimentação e habitação”**. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/25598-pof-2017-2018-familias-com-ate-r-1-9-mil-destinam-61-2-de-seus-gastos-a-alimentacao-e-habitacao>. Acesso em 28/10/2019.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737> . Acesso em 28/10/2019.

JENA, Pratap Kumar. **Commodity market integration and price transmission: Empirical evidence from India**. *Theoretical and Applied Economics* Volume XXIII No. 3 (608), Autumn, 2016.

LISTORTI, Giulia. **"Price Transmission Mechanisms: a Policy Investigation of International Wheat Markets"**, Working Papers 318, Università Politecnica delle Marche, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, 2008.

MACHADO, Eduardo L.; MARGARIDO, Mario A. **Seasonal price transmission in soybean international market: The case of Brazil and Argentina**. *Pesquisa e Debate*, v.12, n.1, 2001.

MADDALA, G. S. **Introdução à econometria**. 3ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003.

MARGARIDO, Mario A *et al.* **"Análise dos Efeitos Preço e Câmbio Sobre o Preço do Óleo de Soja na Cidade de São Paulo: uma Aplicação do Modelo VAR"**, Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. 2003.

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

MARGARIDO, Mario A.; ANEFALOS, Lilian C. **Testes de raiz unitária e o software SAS**. *Agricultura em São Paulo*, v. 46, n.2, p.19-45, 1999.

Ministério da Economia, Indústria e Comércio Exterior – MDIC. **Comex Vis: Principais Produtos Exportados.** Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/comex-vis/frame-ppe>. Acesso em 28/10/2019.

Ministério da Economia, Indústria e Comércio Exterior – MDIC. **Comex Vis: Principais Produtos Importados.** Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/comex-vis/frame-ppi?ppi=1801>. Acesso em 28/10/2019.

RAPSOMANIKIS, George; HALLAM, David; CONFORTI, Piero. **Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review And Applications.** Commodity Market Review 2003-2004. Food And Agriculture Organization Of The United Nations Rome, 2003.

ROLAND-HOLS, David; TARP, Finn. **Globalization, Economic Reform, and Structural Price Transmission: SAM Decomposition Techniques with an empirical application to Vietnam.** Poverty, Inequality and Development, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: Uma abordagem moderna.** São Paulo: Thomson, 2005.

WORLD BANK. **GDP growth (annual %) – China.** Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?end=2018&locations=CN&start=2012>. Acesso em 28/10/2019.