

Análise da transmissão de preço de combustível óleo diesel para o preço do frete rodoviários de grãos no Brasil: contribuições para o fortalecimento do Transporte Rodoviário de Cargas

THIAGO GUILHERME PÉRA

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

DERICK DAVID QUINTINO

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

JOSÉ VICENTE CAIXETA FILHO

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

Agradecimento à órgão de fomento:

Os autores agradecem à Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz. Derick Quintino agradece o financiamento da Capes (Código 001)

Análise da transmissão de preço de combustível óleo diesel para o preço do frete rodoviários de grãos no Brasil: contribuições para o fortalecimento do Transporte Rodoviário de Cargas

RESUMO

O setor do transporte rodoviário de cargas no Brasil movimentava a economia em função da alta dependência deste modal de transporte na matriz de movimentação de cargas. Em 2018, o país vivenciou uma grande paralisação por parte dos motoristas autônomos em decorrência da defasagem existente entre o preço do frete e o custo de transporte associado ao cenário de baixa demanda de serviço e a alta frequência de reajuste de preço de óleo diesel fruto da nova política de formação de preço de combustível por parte da Petrobrás. As consequências diretas desta grande paralisação culminaram na formação da Política Nacional de Pisos Mínimos do transporte Rodoviário de Cargas, definindo limites inferiores na contratação do serviço de transporte. Na estrutura de custos de transporte o custo do combustível é o mais representativo. Nesse contexto, o objetivo deste artigo foi analisar a elasticidade de transmissão de preço do óleo diesel em diferentes rotas rodoviárias de exportação de grãos no Brasil, bem como, a sua velocidade de transmissão. Foi construído um modelo de vetor de correção de erros (VEC) e avaliado a cointegração entre as séries temporais de preços de fretes das quatro rotas selecionadas e a média de preço de óleo diesel durante o período de 2009 a 2018. Os choques dos preços de óleo diesel são absorvidos no preço do frete no longo prazo conforme os valores esperados, porém com atrasos significativos. Esse resultado traz um indício de que existe uma certa defasagem do preço do frete praticado no mercado no curto prazo com a estrutura de custo operacional total de transporte.

Palavras chaves: VEC; Transporte; Óleo Diesel; Política de Transporte.

ABSTRACT

The cargo transportation sector in Brazil drives the economy due to the high dependence of this mode of transport on the cargo handling matrix. In 2018, the country experienced a major strike by the autonomous drivers due to the existing gap between the freight price and the transportation cost associated with the scenario of low service demand and the high frequency of diesel price adjustment resulting from the new policy of fuel price formation by Petrobrás. The direct consequences of this great paralysis culminated in the formation of the National Policy of Minimum Rate of Road Transport, defining lower limits in the contracting of transportation service. In the structure of transport costs the cost of fuel is the most representative. In this context, the objective of this article was to analyze the elasticity of price transmission of diesel oil in different grain export road routes in Brazil, as well as its speed of transmission. An error correction vector model (VEC) was constructed and the cointegration between the freight time series of the four selected routes and the average price of diesel oil during the period from 2009 to 2018 was evaluated. Diesel oil price shocks are absorbed into the non-long-term freight price as expected, but with stored delays. This result brings an index that there is a certain lag in the freight price practiced in the market in the short term with a structure of total operational cost of transport.

Keywords: VEC; Transport; Diesel oil; Transportation Policy.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil vivenciou a partir da mudança da política de precificação de combustíveis por parte da Petrobrás mudanças significativas no setor do transporte rodoviário de cargas, em função do aumento da volatilidade de preços de combustíveis de óleo diesel. Nesta linha, em decorrência das sucessivas altas no preço de combustível entre 2017 e 2018, houve uma grande paralisação dos caminhoneiros que pleitearam e com sucesso, dentre uma série de demandas, o subsídio para o preço do óleo diesel e uma política de preço mínimo de frete respaldada na remuneração mínima a partir da estrutura de custos, com especial atenção aos custo do combustível.

Em 2018, foi criada então a Política Nacional de Pisos Mínimos do Transporte Rodoviário de Cargas no Brasil, com o objetivo de promover condições razoáveis à realização de fretes, mediante uma tabela de pisos de fretes, respaldada no custo operacional de transporte, elaborada pela Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT (BRASIL, 2018). Tal política foi estabelecida de com o objetivo de evitar defasagens do preço do frete recebido pelos transportadores e a sua estrutura de custo de transporte.

A participação do custo do combustível no custo total do transporte rodoviário de cargas aumenta consideravelmente em função da distância, por ser um transporte de baixa eficiência energética e pode representar por volta de 30% a 50% (CAIXETA-FILHO & GAMEIRO, 2001; PÉRA et al., 2018; ANTT/FEALQ, 2019).

Fica bastante evidente a importância do preço de combustível para o transportador, o qual muitas vezes alega sobre a hipótese de dificuldade em repassar variações positivas do preço do combustível ao preço do frete. Diante deste breve contexto, o objetivo deste artigo é analisar a transmissão de preço de óleo diesel nos preços de fretes rodoviários de grãos (soja e milho) em importantes corredores de exportação do Brasil, bem como, avaliar a velocidade de transmissão destes preços a partir do uso de modelos de séries temporais. Especificamente ainda, o período de tempo considerado na análise é de 2009 a 2018, intervalo que antecedeu à criação da Política Nacional de Pisos Mínimos do Transporte Rodoviário de Cargas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O país apresenta uma frota de 2,3 milhões de caminhões cadastrados no Registro Nacional do Transporte Rodoviário de Cargas (RNTRC), de acordo com a Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT (2021), especificamente 1,4 milhão de veículos na categoria de empresa transportadora de carga (60%), 880 mil veículos na categoria de transportes autônomos de cargas (38%) e 30 mil veículos na categoria de cooperativa de transporte de carga (2%). Por outro lado, em termos de empresas e autônomos registrados, o país apresenta um milhão de ofertantes de serviços de transporte rodoviário de cargas, sendo que há um predomínio do transportador autônomo de carga com representatividade de 76%, na sequência a empresa transportadora de carga com 23% e o restante para cooperativas de transporte de carga (ANTT, 2021).

No Brasil, a oferta de infraestrutura de transporte apresenta 1,563 milhão de quilômetros de rodovias (apenas 13,5% são pavimentadas), 30 mil quilômetros de ferrovias (somente um terço em operação comercial), 41,6 mil quilômetros de hidrovias navegáveis (22 mil quilômetros de vias economicamente navegáveis), de acordo com estatísticas da Confederação Nacional do Transporte – CNT (2017). Por outro lado, a demanda de transporte de cargas, refletida a partir da matriz de transporte, apresenta 61,1% das movimentações por rodovias, 20,7% por ferrovias, 13,6% por hidrovias, 4,2% por dutovias e 0,4% por outras modalidades (CNT, 2017).

O setor do transporte rodoviário de cargas no país tem passado por mudanças no cenário regulatório e legislativos principalmente na última década. Em 2007, foi estabelecida a Lei nº 11.442/07 que dispõe sobre o Transporte Rodoviário de Cargas – TRC realizado em vias públicas no território nacional por conta de terceiros e mediante remuneração, os mecanismos de sua operação e as responsabilidades do transportador. Na sequência, foram publicadas uma série de resoluções envolvendo a antecipação do pedágio (Resolução nº 2.885/08 da ANTT), o pagamento eletrônico de fretes e o código identificador de operação de transporte – CIOT (Resolução nº 3.658/11 da ANTT). Em 2012, foi estabelecida uma nova Lei (12.619/12) que regularizou o exercício da profissão do motorista principalmente na questão do tempo da jornada de trabalho.

Em 2015, o país vivencia uma grande paralisação dos motoristas reivindicando uma flexibilização na Lei 12.619/12 sobre a jornada de trabalho e melhoria nos níveis de preços do óleo diesel. As consequências diretas e indiretas desta paralisação foram: estabelecimento de uma nova Lei (13.103/15) a qual dispõe sobre o exercício da profissão de motoristas, flexibilizando a Lei 12.619/12 e fixando um valor único para todas as cargas e condições de estadia; estruturação do Projeto de Lei (PL 528/2015) visando criar a política de preços mínimos do transporte rodoviário de cargas.

Em 2017, a Petrobrás altera a política de precificação de combustíveis no Brasil, ampliando a frequência de reajustes e tentando buscar uma maior proximidade dos preços praticados com os níveis internacionais. Em maio de 2018, culminou a greve dos caminhoneiros no Brasil, através de uma paralisação de caminhoneiros autônomos com extensão nacional. As manifestações eram contrárias a cobrança de pedágio por eixo suspenso, além da política de reajustes do óleo diesel adotada pela Petrobrás, a qual resultou no aumento do combustível, em função da desvalorização cambial e do preço do petróleo no mercado internacional (Moura, 2018).

De acordo com Péra et al. (2018b), a parcela do custo do combustível de um caminhão de cargas é definida como a razão entre o preço do óleo diesel (reais por litro) e o rendimento do consumo de combustível (quilômetros por litro) ponderado pela distância percorrida. Mais especificamente ainda, o parâmetro de rendimento de consumo de combustível depende: da condição da via; da aceleração do caminhão; da tecnologia do caminhão, dentre outros.

A Figura 1 apresenta a participação do custo de transporte de combustível no custo operacional total em função da distância percorrida e número de eixos da composição veicular do transporte rodoviário de cargas para o setor do agronegócio.

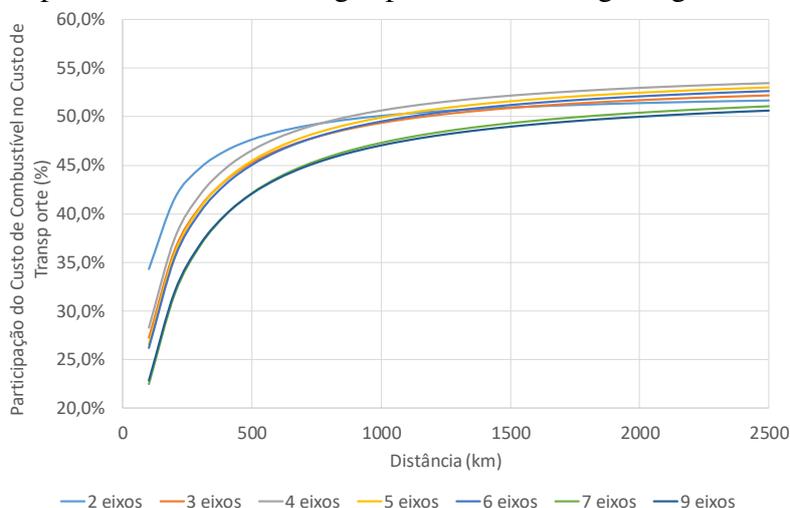


Figura 1 – Participação do custo de combustível em função da distância percorrida e composição veicular (número de eixos)

Fonte: ESALQ-LOG (2019)

A Figura 2 apresenta os coeficientes de elasticidade de transmissão do preço do combustível no custo operacional de transporte para diferentes faixas de distâncias. Nesta linha, a elasticidade média de transmissão do preço do óleo diesel é na ordem de 0,28 – ou seja, para uma variação de 10% no preço do óleo diesel, espera-se um aumento de 2,8% no custo do transporte rodoviário. Nesta linha, observa-se quanto maior a distância, maior é o coeficiente de elasticidade do preço do diesel no custo de transporte, visto o custo de combustível é diretamente proporcional à distância percorrida.

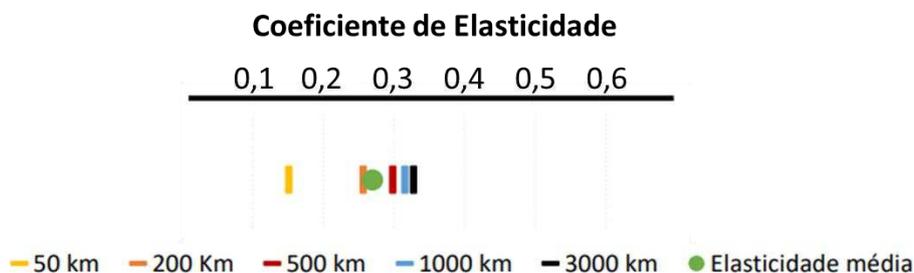


Figura 2 – Coeficientes de elasticidades custo-km do preço do combustível de carga granel para diferentes distâncias

Fonte: FEALQ/ANTT (2019)

O mercado de fretes no Brasil é altamente concorrencial, principalmente para cargas agrícolas, envolvendo: (a) baixa diferenciação dos equipamentos; (b) alta presença de agentes ofertantes e demandantes de serviços de transporte; (c) reduzidas ou nulas barreiras de entrada e saída dos mercados, nesta linha o motorista autônomo é um tomador de preço no mercado (CORRÊA JÚNIOR, 2001; PÉRA et al., 2018). Péra *et al.* (2018) argumentam que o comportamento dos preços dos fretes depende de uma série de fatores, dentre eles, *i*) a distância percorrida; *ii*) a especificidade e quantidade da carga; *iii*) a sazonalidade da demanda e oferta por transporte; *iv*) as peculiaridades regionais na origem e no destino; *v*) a possibilidade de frete de retorno com alguma carga secundária; *vi*) a concorrência ou complementaridade com outros modais de transporte; *vii*) o estado de conservação das vias; *viii*) a existência de pedágios e balanças ao longo das vias; *ix*) os prazos de entrega; *x*) a concorrência com outros produtos na região; e *xi*) ao nível de capacidade de armazenagem na região de origem.

A literatura sobre o uso de modelos de séries temporais ilustrando a transmissão de preço de óleo diesel no preço do frete é relativamente escassa. As aplicações recentes na literatura internacional envolvendo de séries temporais contemplam mais o segmento do transporte de cargas por navios, especificamente por este mercado possuir negociações em bolsas futuras e apresentar uma série de índices de preços no mercado internacional (Gong e Lu, 2016; Adland, Benth e Koekebakker, 2018; Tsioumas, Papadimitriou, Smirlis e Zahran, 2017; Regli e Nomikos, 2019).

Por outro lado, há uma série de artigos recentes com aplicações envolvendo análise de cálculo de elasticidade de preço de óleo diesel em função de uma série de fatores – inclusive, demanda de transporte. Por exemplo, Winebrake et al. (2015) quantificaram a evolução das elasticidades dos preços dos combustíveis no setor de caminhões nos Estados Unidos da América, passando de um ambiente elástico na década de 70 para um ambiente relativamente inelástico nos anos 2000.

2. MÉTODOS E DADOS

2.1 Métodos

O método inicial consiste em estimar as relações de preços de frete e diesel através de modelos VECM, a partir das evidências obtidas pelos testes de causalidade de Granger.

Iremos avaliar a partir da metodologia padrão proposta por Johansen (1988), o qual busca avaliar o número de vetores de cointegração (rank) através de um vetor autorregressivo (VAR) de ordem p .

Se as variáveis exibem uma tendência comum, a causalidade no sentido de Granger significa que existe ao menos uma direção, no sentido de que uma variável auxilia a prever a outra, ou mesmo bicausalidade, quando se trata de auxílio mútuo.

A fim de testar a causalidade de Granger, estimam-se duas regressões por OLS conforme apresentado pela equação (1).

$$X_j = \sum_{j=1}^J \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^J \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 1a})$$

$$X_j = \sum_{j=1}^J \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 1b})$$

A hipótese de que Y não Granger-causa X é dada pela expressão (2) e testada através do teste F (equação 3).

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J = 0 \quad (\text{Equação 2})$$

$$F = (n - 2J) \frac{SQR_R - SQR_T}{J SQR_T} \quad (\text{Equação 3})$$

Onde:

SQR_R é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito dado pela equação X;

SQR_T refere-se à soma dos quadrados do modelo total, conforme a equação Y.

Assim, se $F > F_{J, n-2J}$, rejeita-se a hipótese nula H_0 .

O teste de Johansen é realizado através de variáveis que possuem raiz unitária, ou seja, séries de característica $I(1)$, cuja expressão é apresentada pela equação (4).

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + v + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 4})$$

Onde:

Y_t é um vetor $m \times 1$ de variáveis;

ΔY_t é um vetor $m \times 1$ das primeiras diferenças de Y_t ;

Π e Γ_i são matrizes $m \times n$, v é um vetor $m \times 1$ de interceptos; e

ε_t é um vetor $m \times 1$ de erros com correlações contemporâneas, mas não autocorrelacionado.

Se a matriz Π não possui posto completo (*full rank*), esta pode ser decomposta em $\Pi = \alpha\beta^T$, onde β é a matriz que expressa as relações de longo prazo na forma de equações lineares. O modelo de correção de erros reintroduz a informação perdida de longo prazo quando se diferencia as variáveis de modo a torná-las estacionárias, vale dizer, este representa o ajuste de curto prazo para as tendências de equilíbrio de longo prazo.

De forma a analisar os impactos de choques no curto prazo, utilizaremos a decomposição da variância (VDCs) e as funções de resposta ao impulso, ou impulso-resposta (IRFs). A decomposição dos erros de previsão considera a proporção dos

movimentos de uma variável em função de um choque nela própria frente a choques advindos das demais variáveis do VAR. A função impulso-resposta, por sua vez, indica o efeito de um choque de uma variável nas demais variáveis ao longo de um certo horizonte temporal.

2.2 Dados

Os dados utilizados neste artigo envolvem dois conjuntos de informações. O primeiro conjunto diz respeito aos preços de fretes efetivamente praticados no mercado brasileiro para movimentação de grãos (soja e milho) para exportação. Foram selecionadas quatro rotas com origem em três grandes estados produtores de grãos (Mato Grosso, Goiás e Paraná) do país com destino aos dois principais portos de exportação (Santos e Paranaguá), conforme apresentado pela Figura 3. As rotas selecionadas são: (i) Sorriso (MT) para o Porto de Paranaguá (PR), denominada “sorriso”; (ii) Primavera do Leste (MT) para o Porto de Santos (SP), denominada “primavera”; (iii) Rio Verde (GO) para o Porto de Santos (SP) denominada “rio verde”; e, (iv) Cascavel (PR) para o Porto de Paranaguá (PR) denominada “cascavel”. A Figura 3 apresenta o mapa das rotas no país.

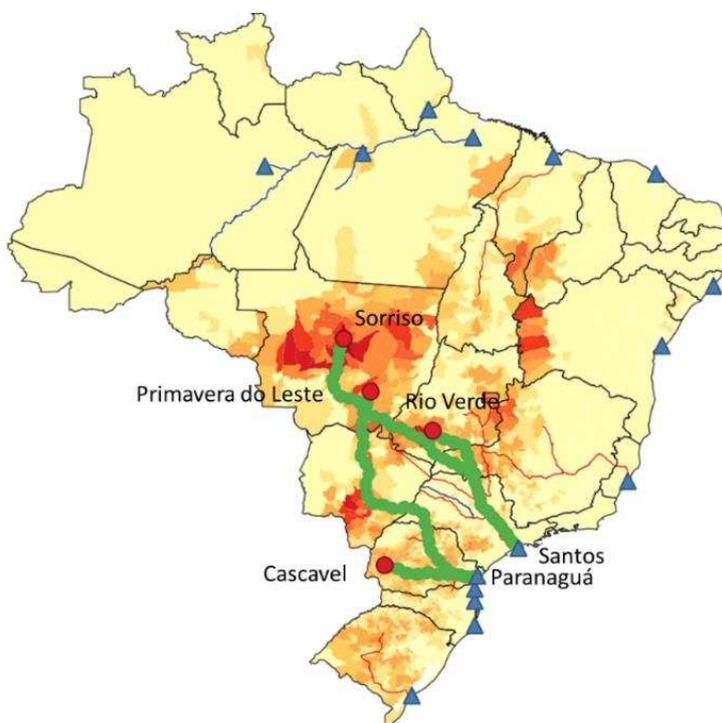


Figura 3 – Mapa dos corredores logísticos selecionados

Fonte: elaborado pelos autores com base em dados de produção do IBGE (2019)

A produção acumulada de Mato Grosso, Goiás e Paraná representou 76,7 milhões de toneladas no ano de 2017, o equivalente a 36,1 da produção brasileira (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – 2019). Os portos de Santos e Paranaguá exportaram no mesmo período 45,2 milhões de toneladas – o equivalente a 46,4% do volume total exportado (Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – MIDC, 2019).

Os preços de fretes foram obtidos a partir do Sistema de Informações de Fretes – SIFRECA disponibilizado pelo ESALQ-LOG (2019), envolvendo os preços de fretes efetivamente praticado em reais por tonelada (R\$/t) no mercado, com margens, impostos (exceção do ICMS) e tarifas de pedágio, para o período de janeiro de 2009 e dezembro de 2018. A métrica desta série é reais por tonelada (R\$/t). A Figura 4 apresenta a evolução dos preços de fretes dos corredores selecionados.

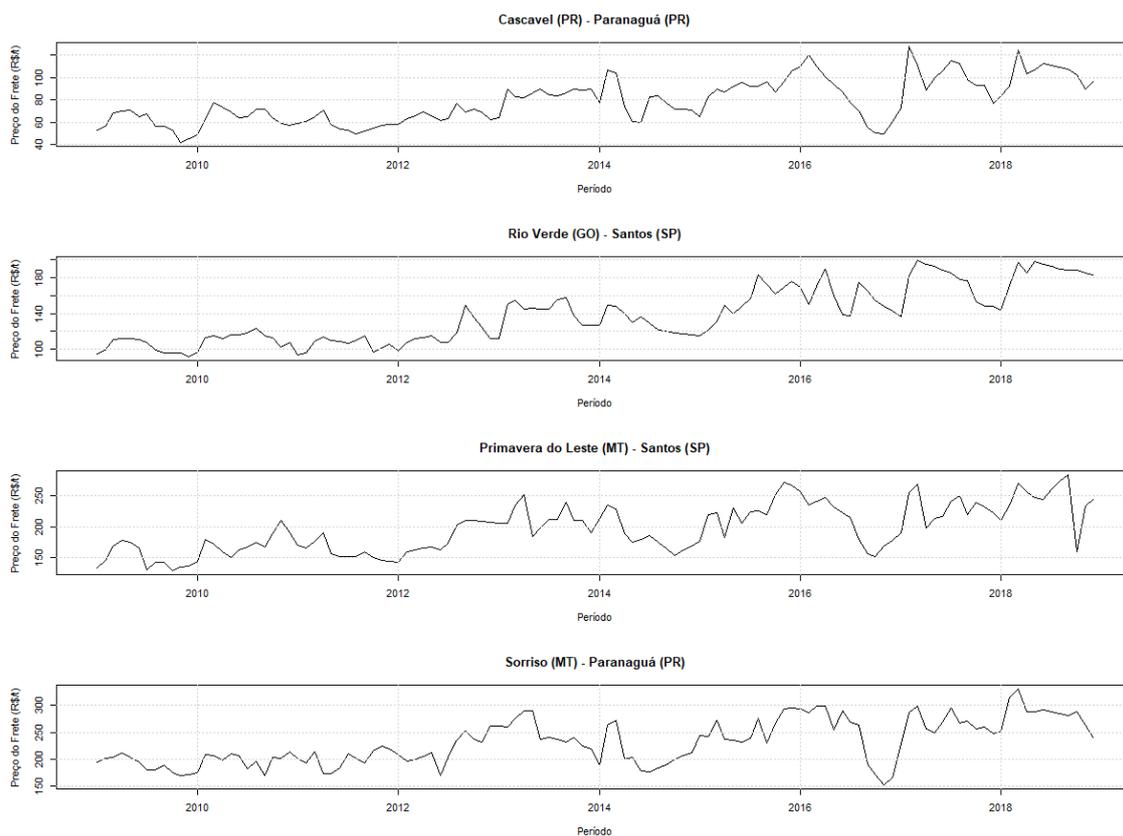


Figura 4 – Séries históricas dos preços de fretes das rotas rodoviárias selecionadas, em reais por tonelada
Fonte: elaborado pelos autores a partir de SIFRECA (2019)

O segundo conjunto de dados envolve a série histórica do preço do óleo diesel efetivamente negociado no âmbito do consumidor envolvendo a média do Brasil na categoria S500, disponibilizado pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis – ANP (2019), envolvendo o período de janeiro de 2009 a dezembro de 2018. A Figura 5 apresenta a evolução da série de tempo. A métrica desta variável é real por metro cúbico (R\$/m³).

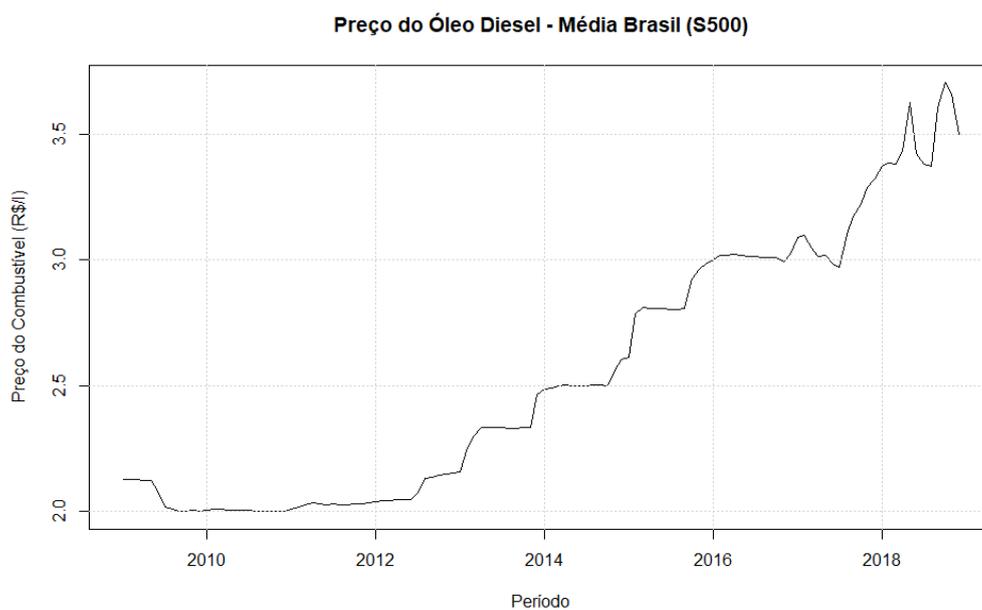


Figura 5 – Série histórica do preço do óleo diesel S500 (consumidor), média brasil, reais por litro
Fonte: elaborado pelos autores a partir de ANP (2019)

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das séries de tempo, envolvendo a métrica utilizada, média, desvio padrão, curtose, assimetria, valores mínimos e máximo, bem como, mediana.

Tabela 1 – Estatística Descritiva das Séries

Variável	Métrica	Média	Desvio	Curtose	Assimetria	Min.	Mediana	Max.
diesel	R\$/m ³	2544,64	513,70	-1,05	0,52	1998,00	2475,50	3706,00
primavera	R\$/t	196,43	38,94	-0,96	0,26	128,89	190,00	283,67
cascaavel	R\$/t	78,65	19,60	-0,73	0,38	42,20	75,25	127,39
rio_verde	R\$/t	137,75	30,94	-1,02	0,45	91,98	133,63	198,62
sorriso	R\$/t	231,29	41,19	-1,01	0,24	152,64	228,87	329,74

Fonte: organizado pelos autores

3.2 Testes de raízes unitárias

Os resultados do teste ADF mostram que a série Primavera não rejeita a hipótese nula de raiz unitária considerando um nível de significância de 5%, enquanto que as séries de Rio Verde, Sorriso e o preço do diesel não rejeitam a hipótese nula apenas quando se considera 1% de significância. A série Cascaavel, por sua vez, rejeita a hipótese nula de raiz unitária no nível de 1% de significância. Consideram as séries na primeira diferença, todas rejeitam a hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância. A Tabela 2 apresenta os valores do teste ADF.

Tabela 2 – Testes ADF de Raiz Unitária

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Teste	p-valor	Teste	p-valor
diesel	-3,5857	0,03755	-5,1055	0,01
primavera	-3,2006	0,09115	-5,4422	0,01
cascaavel	-4,2085	0,01	-5,8856	0,01
rio verde	-3,7862	0,02202	-5,8522	0,01
sorriso	-3,9049	0,01625	-5,481	0,01

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

Os testes de Phillips e Perron, por seu turno, rejeitam a hipótese nula de raiz unitária em todas as séries de preços, com exceção do diesel, no nível de 1% de significância. As séries em primeira diferença, por seu turno, rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, no nível de 1% de significância. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de Phillips e Perron.

Tabela 3 – Testes de Phillips e Perron

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Teste	p-valor	Teste	p-valor
diesel	-3,0751	0,13	-8,5486	0,01
primavera	-4,9865	0,01	-13,39	0,01
cascaavel	-4,3229	0,01	-9,5789	0,01
rio verde	-4,4346	0,01	-10,167	0,01
sorriso	-4,5083	0,01	-11,374	0,01

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

Por fim, os resultados do teste de KPSS, cuja hipótese nula é em relação à estacionariedade, em contraste com os testes anteriores cuja hipótese nula corresponde à raiz unitária, mostram que as séries rejeitam a hipótese nula de estacionariedade a 1% de significância, ao passo que não rejeitam a hipótese nula neste mesmo nível de confiança

considerando as variáveis na primeira diferença. A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de KPSS.

Tabela 4 – Resultados dos testes de KPSS

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Teste	p-valor	Teste	p-valor
diesel	2,3976	0,01	0,39291	0,08
primavera	1,5823	0,01	0,03106	0,1
cascavel	1,6077	0,01	0,02272	0,1
rio verde	2,1275	0,01	0,02364	0,1
sorriso	1,3747	0,01	0,02808	0,1

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

3.3 Causalidade de Granger

A seguir, foram realizados os testes de causalidade de Granger, os quais mostraram resultados interessantes. Os testes de causalidade indicam que os preços de diesel ajudam na previsão das variáveis Rio Verde e Sorriso, considerando nível de significância igual a 10%, e apenas a variável Rio Verde quando se determina o nível de significância a 5%. As defasagens foram estabelecidas através do critério bayesiano de Schwarz, com 1 lag de referência.

Entretanto, a causalidade de Granger não elucida completamente essa questão, de modo que uma análise frequente realizada na literatura se refere ao estudo da resposta ao impulso que uma variável pode exercer nas demais, conforme realizado por Bentivoglio, Finco e Bacchi (2016). Nesse sentido, a próxima seção irá explorar os efeitos de um choque nos preços do diesel em relação aos preços de frete em Primavera, Sorriso, Rio Verde e Cascavel.

Tabela 5 – Testes de Causalidade de Granger

Variáveis	F teste	P-valor
Primavera	0,0309	0,8607
Cascavel	0,0674	0,7954
Rio Verde	4,4058	0,0369
Sorriso	3,7654	0,0536

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

3.4 Cointegração de Johansen

Os resultados dos testes de traço e máximo autovalor são dados pela Tabela 6. Os resultados indicam a rejeição da hipótese nula de que não há vetores de cointegração e sugerem que há 4 vetores de cointegração, considerando o nível de significância de 5%.

Tabela 6 – Testes de Cointegração de Johansen

r	Teste Traço	Traço*	Traço **	Eigenvalue Teste	Eigenvalue*	Eigenvalue**
0	128,98	76,07	84,45	39,86	34,4	39,79
1	89,13	53,12	60,16	37,68	28,14	33,24
2	51,44	34,91	41,07	26,71	22	26,81
3	24,73	19,96	24,6	19,77	15,67	20,2
4	4,96	9,24	12,97	4,96	9,24	12,97

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

A presença de cointegração entre as variáveis sugere uma relação de longo prazo entre estas. A partir da estimativa de um VECM, foram obtidas as seguintes relações de preços apresentadas na Tabela 7.

Tabela 7 – Relações das variáveis

Variável Dependente	Intercepto	ECT
diesel	-0,0347 (0,0244)	0,0043 (0,0027)
primavera	0,5949 (0,1645)***	-0,0658 (0,0184)***
cascaivel	-0,2512 (0,1821)	0,0285 (0,0203)
rio verde	-0,0368 (0,1215)	0,0043 (0,0136)
sorriso	-0,3119 (0,1431)*	0,0346 (0,0160)*

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

Através das estimativas das equações do VECM ilustradas na Tabela 8, pode-se verificar que, conforme o esperado, os fretes não explicam o preço do diesel, dado que os coeficientes não estatisticamente diferentes de zero. A estimativa do componente de correção de erro foi significativa apenas nos casos de Primavera (1% de significância) e Sorriso (10%).

Tabela 8 – Estimativas das equações do VECM

Variável Dependente	diesel -1	primavera -1	cascaivel -1	rio_verde -1	sorriso -1
diesel	0,1428 (0,0992)	-0,0151 (0,0181)	0,0019 (0,0144)	-0,0197 (0,0212)	0,0084 (0,0164)
primavera	0,0905 (0,6692)	0,0428 (0,1222)	0,0864 (0,0975)	-0,1252 (0,1434)	0,0804 (0,1106)
cascaivel	-0,1490 (0,7404)	0,1257 (0,1352)	-0,0070 (0,1079)	-0,0758 (0,1587)	0,2710 (0,1224)*
rio verde	0,6115 (0,4941)	0,0583 (0,0902)	0,0547 (0,0720)	-0,0401 (0,1059)	0,1532 (0,0817),
sorriso	0,6542 (0,5819)	0,0485 (0,1062)	0,2202 (0,0848)*	-0,3120 (0,1247)*	-0,0980 (0,0962)

Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

Os preços do diesel, considerando uma defasagem, não foram significativos na explicação dos preços de fretes. Esse ponto, no entanto, será retomado com uma defasagem maior na próxima subseção, ao se analisar a função impulso-resposta de um choque no preço do diesel.

Nos demais efeitos de curto prazo, da mesma forma considerando um mês de defasagem, os preços de Primavera e Rio Verde não foram impactados de maneira significativa pelos fretes das demais praças. Entretanto, os preços de Cascavel são influenciados pelos preços de Sorriso: uma elevação de 10% nos preços de Sorriso impacta, em média, um crescimento de 2,7% nos preços em Cascavel no período (mês) posterior.

Em relação a Sorriso, os efeitos de curto-prazo apresentaram direções opostas: uma elevação de 10% nos preços em Cascavel significa, em média, um aumento de 2,2% nos preços de Sorriso, ao passo que um choque de 10% nos preços de Rio Verde diminui, em média, em 3,1% os preços de Sorriso no mês seguinte.

3.5 Análise de resposta ao impulso (“impulso-resposta”)

Conforme se observa na Figura 6, um choque de um desvio-padrão no preço do diesel ocasiona elevação nos preços dos quatro fretes considerados, com impacto maior logo nos primeiros meses após a ocorrência do choque. Imediatamente após o impulso, o frete em Sorriso apresenta a maior variação e Rio Verde a menor intensidade de resposta.

No entanto, no decorrer dos meses a situação se inverte: em Rio Verde verifica-se a maior variabilidade e em Sorriso o efeito do choque é o mais baixo na comparação entre as séries de frete.

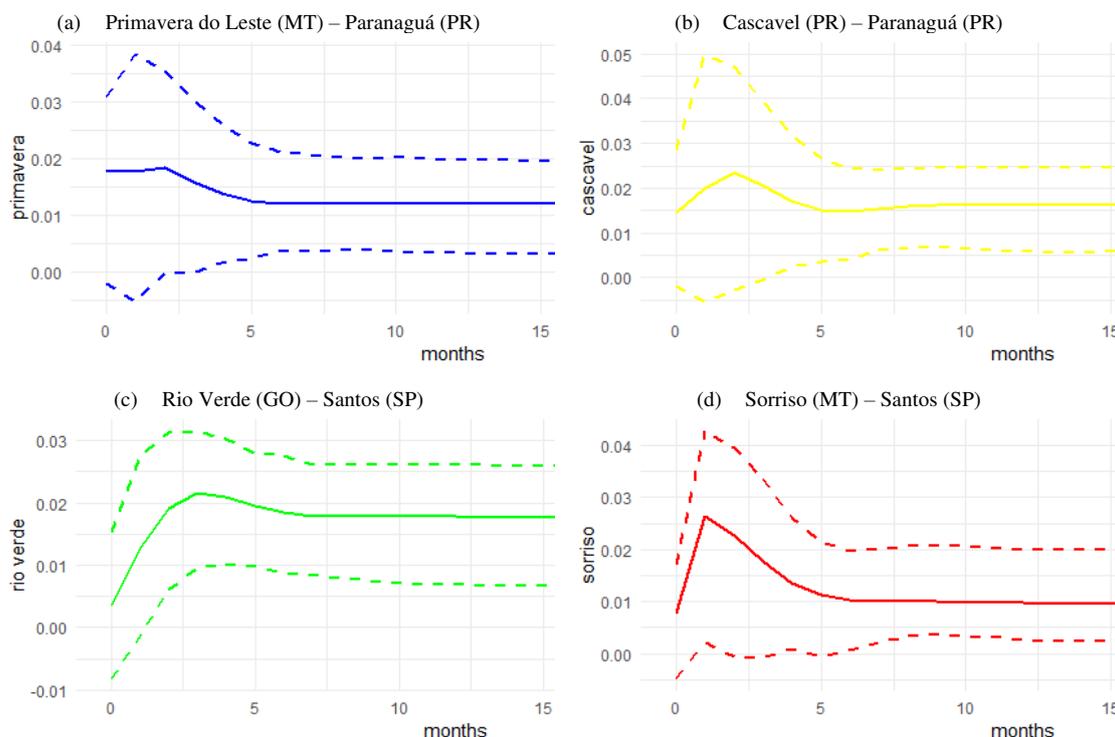


Figura 6 – Impulso-Resposta do preço do óleo diesel nos preços de fretes rodoviários
Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

Importante destacar que, em todas as séries consideradas, o efeito do choque no preço do diesel sobre o frete é permanente: o valor estimado da resposta não converge para zero no passar do tempo. Este resultado não é surpreendente, haja vista que o diesel representa uma parcela significativa nos custos de transporte e que ao menos uma parcela desse aumento dos preços do diesel é repassada aos preços de frete. Todavia, conforme mencionado na seção de contextualização, Péra et al. (2018) comenta que o mercado do transporte rodoviário de cargas do agronegócio é altamente dependente do motorista autônomo, o qual, por sua vez, depende de um terceiro (agenciador ou transportadora) para efetuar o serviço do transporte, sendo que este cobra um percentual de margem por agenciar o motorista autônomo.

A elasticidade de transmissão do preço do óleo diesel no custo de transporte rodoviário de cargas é na ordem de 3% a 5%, dependendo da distância e tipo de veículo, conforme apontando na literatura por FEALQ/ANTT (2019). Nesta linha, a análise do impulso-resposta da transmissão do preço do óleo diesel no preço do frete para as rotas analisadas apresenta patamares relativamente próximos aos esperados, entretanto com uma velocidade de transmissão relativamente lenta, ou seja, os transportadoras demoram para incorporarem os reajustes do preço de combustível no preço do seu serviço, apreciando a discussão dos caminhoneiros sobre a defasagem do preço de frete efetivamente praticado.

3.6 Análise da decomposição da variância

A Figura 7 apresenta a Análise da decomposição da variância.

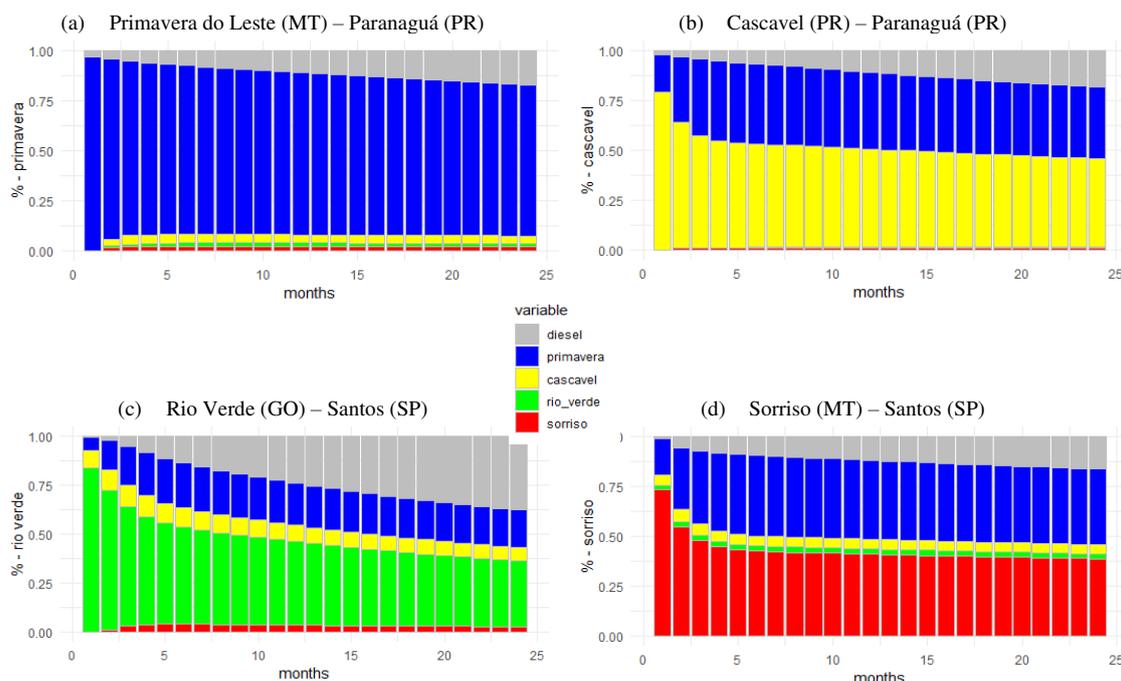


Figura 7 – Análise da decomposição da variância
Fonte: organizado pelos autores, resultados da pesquisa

A significativa influência do preço no diesel na determinação dos preços dos fretes também encontra suporte na análise da decomposição da variância dos erros de previsão. Conforme apontado pela causalidade de Granger, em Rio Verde é onde o diesel representa a maior parcela, na comparação com as outras três praças: após 12 meses, o diesel é o maior componente (23,8%), atrás apenas da própria variável Rio Verde (42,6%), e, depois de 22 meses, o diesel assume a parcela de maior relevância (35,7%) frente a Rio Verde (34,8%).

Em relação às demais praças, após 12 meses, o diesel apresenta 10,7% em Cascavel, inferior a própria Cascavel (49%) e Primavera (38,5%), e, depois de 24 meses, as posições relativas se mantêm, a despeito do aumento da importância do diesel (18,2%) frente a ambas. Na análise da decomposição da variável Primavera, após 12 meses, além desta própria (81%), o diesel é o segundo componente com 10,8%, à frente de Cascavel (3,8%), Sorriso (2,1%) e Rio Verde (1,8%); após 24 meses, as posições relativas se mantêm, porém, a parcela referente ao diesel cresce para 16,9%, inferior apenas a própria Primavera com 75,5%.

Por fim, em relação a Sorriso, no decorrer de 12 meses o diesel é o terceiro componente em importância relativa com participação de 11,8%, à frente de Cascavel (4,8%) e Rio Verde (2,7%), porém inferior à própria variável Sorriso (41,2%) e Primavera (39,5%). Após 24 meses, as posições relativas permanecem inalteradas, entretanto, o diesel eleva a participação para 16%, abaixo da própria Sorriso e Primavera, com 38,9% e 37,9%, respectivamente.

Dessa forma, fica evidente a importância do preço do diesel na determinação dos preços de frete, com especial destaque para os preços de Rio Verde. Ademais, vale ressaltar a influência que os preços de Primavera exercem nas demais praças: além da importância dela própria na decomposição em sua praça, Primavera foi responsável por explicar parcela relevante nas praças de Cascavel e Sorriso, à frente do preço do diesel.

4. CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES POLÍTICAS

O presente trabalho procurou verificar o impacto dos preços do diesel nos preços dos fretes, bem como a inter-relação entre estes, considerando as seguintes rotas: Primavera (MT) – Paranaguá (PR), Sorriso (MT) – Santos (SP), Rio Verde (GO) – Santos (SP) e Cascavel (PR) – Paranaguá (PR). Tais localidades são de grande importância para o agronegócio brasileiro, em função do volume de grãos advindo destas regiões.

A fim de realizar essa investigação, primeiramente foram analisadas se as séries de preços possuem raiz unitária ou estacionárias, mediante três métodos distintos, a saber: ADF, PP e KPSS. Posteriormente, foi utilizado o teste de causalidade de Granger para testar se o preço do diesel auxilia na previsão dos preços de frete, considerando uma defasagem pelo critério BIC. Constatou-se que o diesel auxilia nos preços de frete em Sorriso e Rio Verde.

O teste de cointegração de Johansen sugere que os preços de diesel e de frete nas praças consideradas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Também foi aplicada a função impulso-resposta, de forma a verificar qual o impacto de um choque no preço no diesel vis-à-vis fretes. Verificou-se que um choque dessa natureza nos preços de diesel teria efeitos permanentes nos preços dos fretes. Nesse contexto, temos evidências de que as políticas de precificação dos preços do diesel exercem impactos duradouros nos preços de fretes agrícolas.

Adicionalmente, foi realizada a decomposição da variância dos erros de previsão das séries de frete e foi constatado que os preços do diesel têm parcela relevante na composição, com destaque para o caso de Rio Verde. Foram constatados que os preços de Primavera são importantes para a determinação dos preços dos demais fretes, o que sugere que esta praça exerce liderança na formação dos preços dos fretes nessa região. Contudo, vale ressaltar que essa é uma evidência preliminar e que novos estudos seriam interessantes para se aprofundar nessa temática.

Em termos de contribuições para políticas públicas, foi verificado que os choques dos preços de óleo diesel tendem a ser repassadas no preço do frete próximos aos valores esperados da estrutura de custo do transportador, porém não de forma imediata, o que gera uma defasagem de preço de frete praticado no mercado com a estrutura de custo de transporte. Tal temática é muito importante para compreender os efeitos de reajustes de combustível em um setor da economia que apresenta um histórico de fragilidades. Nesse contexto, sugere-se mecanismos de suavização do repasse do preço do óleo do diesel no preço do frete a partir, por exemplo, de compras pré-pagas de óleo diesel, caso o governo sinalize a continuidade de ajustar periodicamente o preço do óleo diesel conforme o mercado internacional. Nesse contexto, o tomador de decisão na esfera pública tem dois grandes focos de atuação: (i) planejar uma política de evitar grandes oscilações nos preços de óleo diesel sem defasar a política de preço da Petrobrás; (ii) fomentar a contratação direta dos autônomos por parte dos embarcadores ou buscar mecanismos de aumentar a remuneração do motorista sem aumentar significativamente o preço do frete ao embarcador, reduzindo as margens de terceiros; e, por fim (iii) promover políticas educacionais financeiras para que o motorista conheça sua estrutura real de custo de transporte.

Para trabalhos futuros, recomenda-se analisar um conjunto mais diversificado de rotas – principalmente nas regiões de fronteira agrícola do país; bem como, a utilização de séries de tempo utilizando informações de frequência semanal.

REFERÊNCIAS

- ADLAND, R.; BENTH, F.E.; KOEKEBAKKER, S. Multivariate modeling and analysis of regional ocean freight rates, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Volume 113, 2018, Pages 194-221.
- AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS - ANP. Available online: <http://www.anp.gov.br/preco/> (accessed on 15 May 2019).
- AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES TERRESTRES (ANTT) – 2018. Resolução nº 5.820. Disponível em: <http://portal.antt.gov.br/index.php/content/view/53723/Resolucao_n__5820.html>.
- Bentivoglio D; Finco A; Bacchi M.R.P. Interdependencies between biofuel, fuel and food prices: the case of the Brazilian ethanol market. *Energies*, 2016, 9 , 1–16.
- BRASIL – 2018. Lei 13.703/2018. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/Lei/L13703.htm>.
- BRASIL – 2019. Parecer AÇÕES DIRETAS DE INCONSTITUCIONALIDADE 5.956/DF E 5.959/DF N.º 49/2019 – SFCONST/PGR Sistema Único n.º 34163/2019.
- CAIXETA FILHO, J.V.; GAMEIRO, A. H. (org.). *Transporte e Logística em Sistemas Agroindustriais*. São Paulo: Atlas, 2001, 218 p.
- CORRÊA Jr., G.; CAIXETA FILHO, J.V. Principais determinantes do preço do frete rodoviário para o transporte de soja em grãos em diferentes estados brasileiros: uma análise econométrica. *Economia Aplicada*, Ano 7, vol. 1, p. 189-211, Janeiro/Março, 2003.
- DICKEY, D.A.; Fuller, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *J. Amer. Statistical Assoc.* 1979, 74, 427–431.
- Engle, R.; Granger, C. Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 1987, 55, 251–276.
- FEALQ/ANTT (Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz e Agência Nacional de Transportes Terrestres). REVISÃO DE METODOLOGIA DE DEFINIÇÃO, MONITORAMENTO E ATUALIZAÇÃO DE DADOS E INFORMAÇÕES COM VISTAS À IMPLEMENTAÇÃO DA POLÍTICA NACIONAL DE PISOS MÍNIMOS DO TRANSPORTE RODOVIÁRIO DE CARGAS E À ADEQUAÇÃO DA TABELA DE FRETES. Relatório técnico nº 5. Brasília, 2019. Disponível em: <<https://portal.antt.gov.br/documents/359159/984175/Relat%C3%B3rio+T%C3%A9cnico+1+-+FEALQ+ESALQ-LOG+USP.pdf/01297e9c-9866-fd1c-3f49-c593978dfccf?t=1593129786387>>
- Granger, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*, 1969, 37, 428-438.
- GRUPO DE PESQUISA E EXETENSÃO EM LOGÍSTICA AGROINDUSTRIAL – ESALQ-LOG. Projetos de Pesquisa na Área de Mercado de Fretes e Tabelamento. Material restrito. Disponível na sede do Grupo ESALQ-LOG, Piracicaba-SP, 2019.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE (2019). Pesquisa de Produção Agrícola Municipal (PAM). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *J. Econ. Dynam. Control* 1988, 12, 231–254.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 1992, 54, 159-178.
- MOURA, R. A cronologia da crise do diesel, do controle de preços de Dilma à greve dos caminhoneiros. Disponível em: <<https://www.bbc.com/portuguese/brasil-44239437>>. Acesso em: 15 jan. 2019.
- MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO E SERVIÇO – MDIC (2019). Comex Stat – Estatísticas de comércio exterior do Brasil. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>.
- REGLI, F.; NOMIKOS, N.K. The eye in the sky – Freight rate effects of tanker supply, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Volume 125, 2019, Pages 402-424, ISSN 1366-5545, <https://doi.org/10.1016/j.tre.2019.03.015>.
- PÉRA, T. G. et al. (a) Análise dos impactos da medida provisória no 832 de 2018 (Política de Preços Mínimos do Transporte Rodoviário de Cargas) na logística do agronegócio

- brasileiro. Logística do Agronegócio: Oportunidades e Desafios. Volume 3. Piracicaba, São Paulo. Disponível em: <<https://esalqlog.esalq.usp.br/volume-3-junho-de-2018-analise-dos-impactos-da-medida-provisoria-n-832-de-2018-na-logistica-do-agronegocio-brasileiro>>.
- PÉRA, T. G. et al. (b) Impactos dos reajustes dos preços do óleo diesel na logística do agronegócio brasileiro no período de janeiro de 2017 a maio de 2018. Logística do Agronegócio: Oportunidades e Desafios. Piracicaba, São Paulo: [s.n.].
- PHILLIPS, P. and Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regressions, *Biometrika*, 1988, 75, 335-346.
- SISTEMA DE INFORMAÇÕES DE FRETES – SIFRECA. Indicadores de preços de fretes praticados no mercado. Série histórica de base de dados de fretes. Disponível em: <http://sifreca.esalqlog.esalq.usp.br>
- TSIOUMAS, et al. A Novel Approach to Forecasting the Bulk Freight Market, *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, Volume 33, Issue 1, 2017, Pages 33-41, SSN 2092-5212, <https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2017.03.005>.
- WINIBRAKE et al. (2015). Fuel price elasticities in the U.S. combination trucking sector, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Volume 38, 2015, Pages 166-177, ISSN 1361-9209, <https://doi.org/10.1016/j.trd.2015.04.006>.