

IMPORTÂNCIA DAS CHUVAS NO FRETE DE AÇÚCAR PARA EXPORTAÇÃO NO ESTADO DE SÃO PAULO

Everton Lima Costa¹, Pedro Matavelli Alves Caldeira², José Vicente Caixeta-Filho³

Resumo: A produção e o transporte de açúcar dependem de baixos níveis de umidade, condição necessária para garantir a qualidade do produto e o atendimento das especificações técnicas para a exportação. Nesse sentido, as chuvas constantemente paralisam a produção e atrasam os cronogramas das usinas, seja pela dificuldade na colheita da cana-de-açúcar ou pela dificuldade no transporte do produto final em períodos chuvosos, havendo a possibilidade de comprometimento da qualidade desse. O presente trabalho procura mensurar o impacto das chuvas enquanto determinante do preço do frete de açúcar no estado de São Paulo, principal produtor da *commodity*, com destino ao porto de Santos (SP), o maior centro de distribuição desse produto para o mercado externo, buscando validar a hipótese de que os períodos chuvosos implicam em menores valores de frete em decorrência do menor volume disponível para movimentação. Para isso, a análise empírica embasou-se na estimação de um modelo econométrico em painel por efeitos fixos, com dados mensais para as regiões de Araraquara, Ribeirão Preto e Piracicaba, no período de 2010 a 2018. A inferência detectou problemas danosos às pressuposições iniciais do modelo como: heterocedasticidade, autocorrelação e dependência seccional entre as unidades *cross-section*. Dessa forma, realizou-se a estimação utilizando-se a matriz de erros padrão de Driscoll-Kraay, robustos a esses problemas. O principal resultado obtido foi a confirmação da diminuição percentual do frete frente a variação positiva do nível pluviométrico.

Palavras-chave: Frete, Açúcar, Chuvas, Dados em Painel.

IMPORTANCE OF RAIN IN THE COMPOSITION OF SUGAR FREIGHT FOR EXPORT IN SÃO PAULO / BRAZIL

Abstract: The production and transport of sugar depends on low levels of humidity, a necessary condition to guarantee product quality and meet technical specifications for export. Thus, the rains constantly paralyze production and delay the mills' schedules, either due to difficulties in sugar cane plants, as well as difficulties in transporting the final product in rainy periods due to the possibility of compromising the quality of this

-
- 1 Mestrando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
 - 2 Graduando em Ciências Econômicas pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
 - 3 Professor Titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).

-- ARTIGO RECEBIDO EM 05/03/2020. ACEITO EM 17/08/2020. --

product. The present work seeks to measure the impact of the rains as a determinant of the price of sugar freight in the state of São Paulo, the main producer of the commodity, bound for the port of Santos (SP), the largest distribution center for this product for the foreign market, seeking to validate the hypothesis of rainy periods imply lower freight rates due to the lower volume available for transportation. For this, the empirical analysis was based on the estimation of a panel econometric model by fixed effects, with monthly data for the regions of Araraquara, Ribeirão Preto and Piracicaba, in the period from 2010 to 2018. The inference detected problems harmful to the initial assumptions of the model as heteroscedasticity, autocorrelation and sectional dependence between cross-section units. Thus, the estimation was performed using the standard error matrix of Driscoll-Kraay, robust to these problems. The main result obtained was the confirmation of the percentage decrease in freight due to a positive variation in the rainfall level.

Keywords: Freight, Sugar, Rain, Panel Data.

1. INTRODUÇÃO

Pelo açúcar ser considerado uma *commodity*, sua produção, transporte e comercialização são rigorosamente monitorados para que não haja perda de qualidade do produto, mantendo-se dentro das medidas internacionais exigidas. Entre várias dessas medidas, há uma em específico que trata da umidade presente no açúcar, que para o açúcar brasileiro não pode ultrapassar 0,09% de sua massa total (International Commission for Uniform Methods of Sugar Analysis, 2009).

Com isso, as atividades das usinas são extremamente prejudicadas na eventualidade de aumento da umidade, especificamente com a incidência de chuva. Isso provoca uma reação das empresas produtoras de açúcar, que interrompem sua produção e transporte. As chuvas apresentam riscos e desafios na gestão das usinas e no planejamento de todas as operações: tanto na logística *inbound*, uma vez que a colheita de cana de açúcar é paralisada, quanto na logística *outbound*. Há também riscos de perda do produto final.

O principal modal pelo qual o açúcar é escoado é o rodoviário, segundo Carvalho *et al.* (2007) “o modal rodoviário é responsável por, aproximadamente, 90% da distribuição do produto”. Isso implica que, quando a usina não pode mais escoar açúcar, a demanda por caminhões responsáveis por esse tipo de serviço diminui significativamente num curto período de tempo.

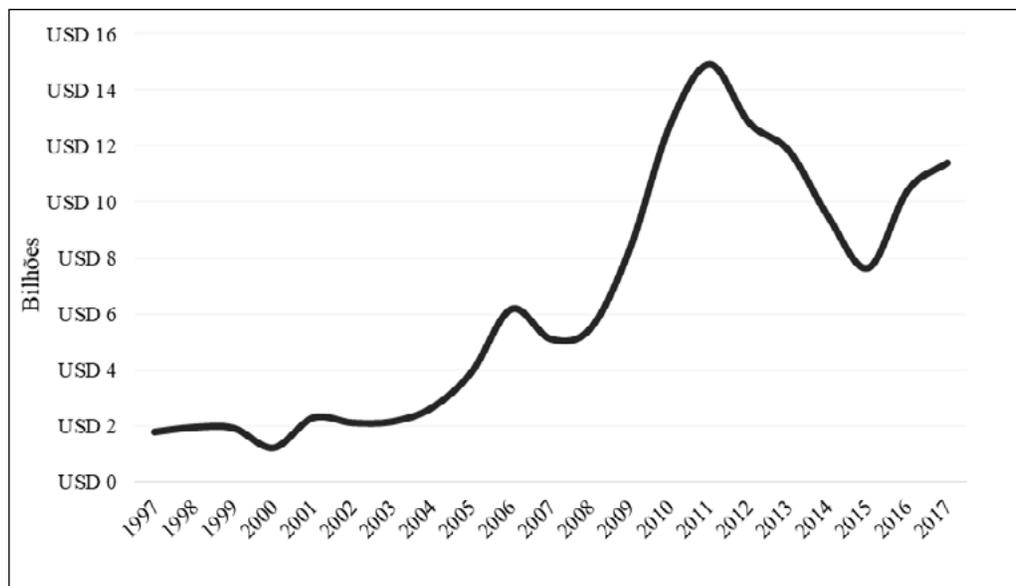
O objetivo principal desse trabalho é identificar um possível impacto no preço do frete devido a essa diferença repentina entre a oferta e demanda por serviços de transporte açucareiro causada pela incidência de chuvas, assim como determinar quais outros fatores são determinantes no comportamento do frete. Dessa forma, a pergunta principal é: A elevação dos níveis pluviométricos afeta na remuneração do serviço de transporte para movimentações de açúcar no estado de São Paulo? Havendo evidência de que isso ocorra, esse impacto promove uma elevação ou redução no preço do frete?

Segundo a lógica econômica, é esperado que houvesse diminuição da demanda sem uma possível resposta imediata da oferta, uma vez que o número de caminhões próximos às usinas não possui total mobilidade para atender outras regiões imediatamente após o evento climático. Isso deve provocar um efeito de redução no preço do frete.

A relevância do produto se dá pela magnitude que a produção de açúcar apresenta e a parcela de recursos que esse setor é capaz de gerar para o Brasil, como ilustrado a seguir

na Figura 1. Destaca-se o ano de 2011 no qual a soma das exportações foi de US\$ 14,940 bilhões, de acordo com o Ministério da Economia.

Figura 1. Exportações brasileiras de açúcar por ano em bilhões de dólares de 1997 até 2017.



Fonte: Elaboração própria baseada em Ministério da Economia (2019)

O preço do frete representa uma condição de competitividade para produtos de baixo valor agregado, como aponta Caixeta-Filho e Martins (2001). Então, para que o Brasil assegure ganhos nesse setor, é importante conhecer os fatores determinantes do frete para os produtos agrícolas.

Com essa introdução, o presente estudo está organizado em cinco seções. Na sequência é realizada a revisão de literatura, abordando os principais requisitos técnicos referentes à umidade do açúcar para exportação, bem como a grande importância desse produto na pauta de exportações brasileira e da logística como elemento fundamental de competitividade. A terceira seção aborda a metodologia da econometria de dados em painel, utilizada na análise das regiões Ribeirão Preto, Araraquara e Piracicaba, relevantes produtoras de açúcar no estado de São Paulo. Na quarta seção são apresentados os resultados e realizadas discussões sobre as séries de dados e os resultados do modelo econométrico. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões sobre os resultados.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. O mercado e a logística do açúcar no Brasil

Os requisitos de identidade, qualidade, amostragem, modo de apresentação, marcação e rotulagem do açúcar brasileiro devem seguir à Instrução Normativa N° 42, de 13 de novembro de 2017, que no décimo artigo de seu segundo capítulo explicita a proibição da

comercialização desse produto na presença de alta umidade. A incidência elevada de umidade significa riscos para a saúde do consumidor, por criar ambiente propício a proliferação de microrganismos. Porém, o açúcar é um produto estável microbiologicamente, dada a sua baixíssima atividade de água. Ocorre, na presença de água neste produto, o empedramento (formação de “pedras”), ocasionado pela aglomeração dos cristais, o que dificulta o seu uso.

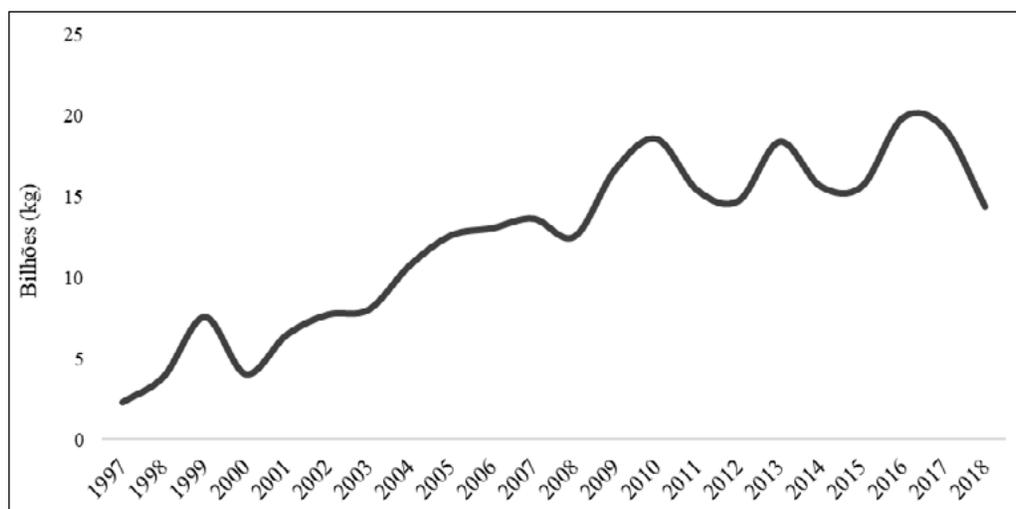
Além do empedramento, Generoso *et al.* (2009), apontam que a alta umidade no açúcar pode causar diversos problemas como: dissolução de cristais (o açúcar se apresenta melado), infecção por microrganismos, desdobramento de sacarose em glicose e frutose, e isso se reflete em uma baixa vida útil para o produto.

Embora a maior parte da produção açucareira tenha se originado nas regiões costeiras do Nordeste durante o período colonial, a região da Bacia do Paraná (compreendida no sentido geológico, de bacia sedimentar) abriga hoje a maior quantidade de usinas, o maior fluxo e a maior produtividade média de açúcar do país (HILSDORF e NOGUEIRA NETO. 2016).

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o deslocamento da produção é justificado por questões logísticas. Como a venda de açúcar é predominantemente direcionada ao mercado externo, a fabricação deste tende a ser estimulada proximamente aos corredores de escoamento. Logo, pela hinterlândia dos Portos de Santos (SP) e Paranaguá (SP) compreenderem a região da Bacia do Paraná e toda a infraestrutura de rodovias e ferrovias presente, é plausível que seja ali onde a maior parte das cidades produtoras de cana-de-açúcar se concentrem. Além disto, a forte demanda inelástica por biocombustível na região de São Paulo atrai investimentos no setor sucroenergético, refletindo conseqüentemente na oferta de açúcar.

Segundo dados do Sistema de Acompanhamento da produção Canavieira do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (SAPCANA, 2019), 42,29% das usinas produtoras de açúcar e álcool situam-se no estado de São Paulo. A cana-de-açúcar é o principal produto da agropecuária paulista, sendo responsável por 35,8% (R\$ 28,07 bilhões) do valor da produção agropecuária e florestal total do estado em 2016, ocupando cerca de 5,88 milhões hectares no estado. A Figura 2 destaca o volume exportado desse produto pelo estado de São Paulo nos últimos 22 anos. É possível notar a evolução da *commodity* nos anos 2000 até a sua estabilização na década seguinte.

Figura 2 - Volume exportado de açúcar pelo estado de São Paulo por ano (1997 -2018).



Fonte: Elaboração própria baseada em Ministério da Economia (2019)

A produção paulista representou, em 2017, 55,2 % da produção nacional de cana-de-açúcar, 49,3% da produção de etanol (13,7 bilhões de litros) e 62,2 % da produção do açúcar (24,6 milhões de toneladas), seguido de Minas Gerais, com produção seis vezes menor. Abaixo, a Tabela 1 demonstra a disparidade do volume produzido entre os estados da federação para a safra 2017/2018 segundo dados da União da Indústria da Cana de Açúcar (UNICA, 2019).

Tabela 1- Produção de açúcar em mil toneladas por estado para a safra 2017/2018

	Estados	Açúcar (mil toneladas)
Região Centro-Sul	Espírito Santo	127
	Goiás	2.235
	Mato Grosso	411
	Mato Grosso do Sul	1.492
	Minas Gerais	4.237
	Paraná	2.921
	Rio de Janeiro	35
	Rio Grande do Sul	0
	Santa Catarina	0
	São Paulo	24.591

	Estados	Açúcar (mil toneladas)
Região Norte-Nordeste	Acre	0
	Alagoas	1.072
	Amapá	0
	Amazonas	12
	Bahia	160
	Ceará	0
	Maranhão	23
	Pará	46
	Paraíba	159
	Pernambuco	757
	Piauí	63
	Rio Grande do Norte	161
	Rondônia	0
	Roraima	0
	Sergipe	96
Tocantins	0	
Região Centro-Sul		36.048
Região Norte-Nordeste		2.548
Brasil		38.596

Fonte: UNICA (2019)

Em destaque aparece a região de Ribeirão Preto (SP), que colheu em 2017, 26,45 mil toneladas de cana-de-açúcar, de acordo com a pesquisa de Produção Agrícola Municipal do IBGE (2019), ocupando uma área de 357 mil hectares em 19 cidades. Além das boas condições logísticas, a produção é beneficiada pelo clima favorável e a alta produtividade, muito relacionada com o polo universitário e tecnológico local.

Outras duas microrregiões a serem destacadas nesse trabalho, serão as de Araraquara (SP) e Piracicaba (SP), que apresentaram resultados produtivos também expressivos no último ano, com 22,3 mil toneladas e 10,2 mil toneladas de cana-de-açúcar produzidas, respectivamente.

Segundo Araújo *et al.* (2014), o preço pago pelo uso ou alocação de qualquer tipo de veículo a fim de transportar uma mercadoria é chamado de frete. Este preço é fortemente correlacionado com o preço do diesel em operações rodoviárias, principal combustível dos veículos que realizam a atividade de expedição dos produtos, mas também é dependente das especificações da carga, como seu tipo e peso, do volume movimentado, da distância percorrida até o destino e diversas outras qualidades referentes ao mecanismo de oferta e demanda sobre este tipo de serviço.

De acordo com Medeiros *et al.* (2018), a maior parte do transporte de açúcar no Brasil é feita por contratos “CIF” (*Cost, Insurance and Freight*), ou seja, o embarcador é responsável pelo frete e seguro da mercadoria. Portanto, o frete deste produto é um custo para as usinas e quanto maior o for, menor serão seus ganhos por tonelada produzida.

Assim, entender o comportamento deste preço é fundamental para estabelecer o nível de produção e a capacidade de comercialização da empresa.

Um dos fatores fortemente ligados ao preço do frete é a disponibilidade de veículos, que pode ser afetada pela demanda por transportes de outro produto. Por exemplo, como tanto o açúcar quanto a soja podem ser transportadas por caminhões similares, existe uma concorrência entre os preços do transporte destes produtos pelos transportadores, que podem priorizar aquela mercadoria com valores mais altos deste serviço. E isso pode acarretar na diminuição da oferta de transporte de um produto a favor de outro, elevando o preço das expedições do primeiro a fim de estimular a volta de veículos para região de produção desse.

De acordo com dados disponibilizados na plataforma ComexStat, do Ministério da Economia (2019) e explicitados na Tabela 2, elaborada pela União da Indústria de Cana-de-Açúcar (UNICA, 2020), a seguir, o principal local de embarque de açúcar que interliga o Brasil com o comércio internacional é o Porto de Santos (SP). Esse foi responsável por escoar 15 milhões de tonelada do cristal na safra 2018/2019, quantidade cinco vezes maior que a movimentada pelo segundo maior ponto, o Porto de Paranaguá (PR). Além do açúcar, um terço de todas as trocas comerciais brasileiras se dá pelo Porto de Santos, que é o maior complexo portuário da América Latina.

Os acessos ao porto ocorrem, pelo modal rodoviário, através do Sistema Anchieta-Imigrantes; Rodovia Cônego Domênico Rangoni; BR-101 (Rio Santos) e SP-55 (Rodovia Padre Manoel da Nóbrega).

Tabela 2 - Exportação anual de açúcar por local de embarque (toneladas)

Local de Embarque	Safra		
	2016/2017	2017/2018	2018/2019
Santos - Porto	21.411.143	21.572.661	15.645.280
Paranaguá - Porto	5.293.360	4.750.317	3.068.825
Maceió - Porto	1.037.057	982.545	731.018
Recife - Porto	266.577	226.970	190.185
Recife - Porto (Suape)	131.918	97.163	64.127
Uruguaiana - Rodovia	41.464	28.643	26.518
Pacaraima	15.458	36.068	4.260
Jaguarão - Rodovia	11.910	20.088	24.660
Ponta Porã - Rodovia	21.598	24.000	12.037
Foz do Iguaçu - Rodovia	0	26.572	27.755
Centro-Sul	26808356	26456448	18842638
Norte-Nordeste	1476001	1371408	1014776
Total	28284357	27827856	19857414

Fonte: Elaboração própria baseada em UNICA (2019) e Ministério da Economia (2019)

A partir dessas informações, faz-se relevante dimensionar o impacto das chuvas, como proxy da umidade, no frete do açúcar, destacando-se as rotas referentes às regiões de Ribeirão Preto (SP), Araraquara (SP) e Piracicaba (SP) com destino inicial ao porto de Santos (SP).

3. METODOLOGIA

Para analisar a importância das chuvas no preço do frete, será realizada uma análise de dados e posteriormente a estimação de um modelo econométrico.

Foram utilizados os dados mensais dos anos de 2010 a 2018 e diversas variáveis a serem apresentadas abaixo para compor o preço do frete de açúcar das regiões de Ribeirão Preto (SP), Araraquara (SP) e Piracicaba (SP). O período escolhido foi determinado pela disponibilidade dos dados obtidos.

Os preços do açúcar, etanol e soja obtidos a partir do banco de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA,2019) e deflacionados pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI) indicam comportamentos esperados do volume transportado e, portanto, da oferta e demanda por veículos para o transporte.

Ao preço do açúcar, espera-se que suas variações tenham sentidos similares as do frete final, uma vez que quanto maior seu preço, maior o lucro das usinas e mais dispostas a comercializarem elas estarão, demandando mais caminhões e pressionando o frete positivamente.

Ao preço do etanol acredita-se que apresentará um comportamento inverso frente ao preço do transporte, pois como sua produção depende da alocação da mesma matéria prima do açúcar, o aumento da produção de um penaliza a produção do outro, tudo mais constante.

Por fim, o preço da soja se mostra importante para compor o frete de açúcar pois ambos dividem veículos com especificações semelhantes. O mesmo caminhão que transporta soja pode movimentar açúcar. Então, a expectativa é que o preço da soja apresente uma ligação positiva com o frete final de açúcar, já que o aumento da demanda por caminhões destinados ao grão diminui a oferta de veículos para o açúcar, pressionando positivamente seu preço de transporte.

Para representar a produção de açúcar nas microrregiões das cidades selecionadas, foi construída uma variável *proxy* com base em dados de participação na produção de açúcar por microrregião do estado de São Paulo, disponibilizados pela UNICA, e na quantidade de cana-de-açúcar produzida no estado de São Paulo, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE,2019). Essa variável aproxima a demanda internacional sobre o produto, que é essencial no fechamento de contratos de exportação das usinas de cana-de-açúcar e também impacta positivamente a demanda por veículos de transporte.

Representando os custos envolvidos no transporte terrestre, foi utilizado o preço do diesel divulgado pela Agência Nacional do Petróleo (ANP,2019) e deflacionado pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI). Espera-se que essa variável seja estatisticamente muito significativa sobre o preço do frete, uma vez que é utilizada diretamente pelas transportadoras e caminhoneiros para calcular seus respectivos custos.

A série do nível pluviométrico das regiões Araraquara (SP), Piracicaba (SP) e Ribeirão Preto (SP) disponibilizada pelo Departamento de Águas e Energia Elétrica (DAEE), indica um estado de paralisação das operações produtivas e de transporte das usinas. Assim quando é indicada uma quantidade expressiva de chuva, espera-se que as interrupções das atividades

usineiras também afetem negativamente a demanda por transportes de açúcar, o que pressiona à redução do preço do frete. Foi utilizada a série obtida do original por meio de média móvel de 12 meses.

A variável dependente do modelo proposto é o preço do frete mensal médio observado pelo Grupo de Pesquisa e Extensão em Logística (ESALQ-LOG) das respectivas cidades selecionadas, também obtidas da série inicial por média móvel de 12 meses.

Todas as variáveis do modelo foram tratadas pela incorporação do logaritmo neperiano, o que permite analisar as variações percentuais das variáveis independentes, alterando a variável dependente também percentualmente. Ou seja, representa a elasticidade de uma variável sobre a outra.

A análise presente neste trabalho utilizará a técnica de dados em painel pelo método de efeitos fixos. Dados de painel são uma especificação de dados multiníveis, na qual uma medida é verificada no decorrer do tempo para cada indivíduo. O aglomerado de casos ou tempo é capaz de promover informações mais completas, e pelo estudo de casos singulares ao longo do tempo é possível estabelecer mais claramente relações de causalidade (Wooldridge, 2010). Além disso, o uso dessa metodologia permite, conforme aponta Baltagi (2005), lidar com problemas causados pela heterogeneidade individual e pela maior variabilidade resulta em menores problemas decorrentes de multicolinearidade.

Logo, de acordo com Hausman e Taylor (1981), efeitos fixos são capazes de remover as variabilidades individuais, que são de difícil de controle por outros meios. É possível alcançar esse objetivo, pois permite que o efeito não observado seja incorporado no modelo econométrico.

Nas análises por efeitos fixos, $E(c_i|x_i)$ pode assumir qualquer função de x_i , onde c_i é o efeito individual ou heterogeneidade individual. Assim, pode-se estimar consistentemente efeitos parciais na presença de variáveis omitidas que são constantes ao longo do tempo e que podem ser arbitrariamente relacionadas com as variáveis observáveis x_{it} (Greene, 2017). Diferenças entre grupos podem ser capturadas em diferenças entre o termo constante utilizando esse método. Ou seja, cada α_i é tratado como um parâmetro a ser estimado.

Para determinar a especificidade do modelo foi utilizado o teste de Hausman, que compara as estimativas de efeitos aleatórios com as de efeitos fixos. Segundo Wooldridge (2010), como condição para a hipótese nula, o teste de Hausman assume a consistência dos estimadores de efeitos aleatórios. Rejeitar a hipótese nula significa afirmar que há correlação entre os efeitos e os regressores e, conseqüentemente, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não serão consistentes. Portanto, deve-se trabalhar com efeitos fixos, como apontado pelos nossos testes.

Utilizou-se o teste de Chow para escolher entre o modelo de efeitos fixos e o modelo *pooled*. A hipótese nula para esse teste indica a melhor adequação de um modelo *pooled* e, portanto, sua rejeição acusa o modelo de efeitos fixos (irrestrito) como melhor opção para análise de tais dados. Por intermédio do resultado do teste observou-se a rejeição de H_0 e, desta forma, justifica-se a seleção do modelo de efeitos fixos.

Feitas as inferências econométricas, foi preciso realizar uma série de testes que comprovassem a robustez do modelo escolhido. O teste de Wooldridge (1991) detecta a existência de autocorrelação entre os resíduos de uma regressão com dados em painel, no qual a hipótese nula aponta a ausência de autocorrelação dado um p-valor estipulado.

Além disso, frente à possibilidade da ocorrência de dependência seccional entre as unidades *cross-section* do modelo, realizou-se o teste CD de Pesaran. A realização do teste foi motivada devido à possibilidade de dependência espacial, frente ao número de períodos utilizados, que o caracteriza como um painel longo.

O teste desenvolvido por Wald (1943), verifica a presença de heterocedasticidade nos resíduos, em que a hipótese nula aponta para resíduos homocedásticos e a hipótese alternativa, heterocedásticos. A partir da validação de heterocedasticidade é necessária a correção pelo erro-padrão robusto, com a finalidade de não subestimar os testes de significância.

Fez-se necessário verificar a existência de raiz unitária sobre a variável dependente. Se isso se concretizar, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados, comprometendo os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos. De acordo com os trabalhos de Granger e Newbold (1974), a regressão, neste caso, é considerada espúria. Pesaran (2007) apresenta um método simples para testar raízes unitárias em painéis sujeitos a dependências transversais e erros correlacionados serialmente. O procedimento, denominado de *Cointegrated Augmented Dickey-Fuller* (CADF), envolve o aumento das regressões padrão do teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para as séries individuais, com as médias das seções transversais atuais e atrasadas de todas as séries no painel. Será utilizada a defasagem pelo Critério de Informação de Akaike (AIC), que admite a existência de um modelo “real” que descreve os dados que são desconhecidos, e tenta escolher dentre um grupo de modelos avaliados (Bozdongan, 1987). A literatura passada a este artigo supunha que as séries temporais individuais no painel eram distribuídas de forma independente e transversal. No entanto, ficou claro que o ressignificado da seção transversal não poderia funcionar em geral aqui. As covariâncias da seção transversal dos termos de erro diferiam entre as séries individuais.

O modelo econométrico estimado tem, então, a seguinte forma:

$$\ln\text{Frete}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{Diesel}_{it} + \beta_2 \ln\text{Soja}_{it} + \beta_3 \ln\text{PreçoAçúcar}_{it} + \beta_4 \ln\text{Etanol}_{it} + \beta_5 \ln\text{Produção}_{it} + \beta_6 \ln\text{Pluviosidade}_{it} + C_i + e_{it}$$

Sendo:

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ = parâmetros do modelo;

$\ln\text{Frete}$ = o logaritmo natural dos fretes, disponibilizados pelo ESALQ-LOG (2019);

$\ln\text{Diesel}$ = o logaritmo natural do preço do diesel, divulgado pela ANP (2019);

$\ln\text{Soja}$ = o logaritmo natural do preço da soja, divulgado pelo CEPEA (2019);

$\ln\text{PreçoAçúcar}$ = o logaritmo natural do preço do açúcar, divulgado pelo CEPEA (2019);

$\ln\text{Etanol}$ = o logaritmo natural do preço do etanol, divulgado pelo CEPEA (2019);

$\ln\text{Produção}$ = o logaritmo natural da *proxy* que representa a produção de açúcar nas microrregiões das cidades selecionadas, construídas com base em dados da UNICA (2019) e do IBGE (2019);

$\ln\text{Pluviosidade}$ = o logaritmo natural do nível pluviométrico nas respectivas cidades divulgado pelo DAAE (2019);

\bar{i} = 1,2,3, sendo o indexador *cross-section* para os municípios de Araraquara, Piracicaba e Ribeirão Preto;

t = 108, indexador das observações mensais de cada município;

C_i = termo que capta os efeitos não observados e invariantes temporalmente para cada município;

e = termo de erro idiossincrático.

Essa é a forma do modelo anterior às transformações que são realizadas para a estimação de efeitos fixos. Partindo do modelo representado matricialmente por $y_{it} = x_{it}\beta + c_i + e_{it}$, uma vez que a estimativa por meio de Mínimos Quadrados Ordinários é inconsistente no cenário em que há correlação entre as variáveis explicativas e os efeitos não observados. c_i , busca-se a eliminação desse pela suposição de que $E(e_{it}|x_i, c_i) = 0$. Dessa forma, conforme aponta Wooldridge (2010) e Hausman e Taylor (1981), considerando que $x_i \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})$ e sendo a média da equação $\bar{y}_i = \bar{x}_i\beta + c_i + \bar{e}_i$. Assim, a subtração dessa da equação genérica resulta em $y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + e_{it} - \bar{e}_i$, equação na qual estão eliminados os efeitos da heterogeneidade não observada. Esse estimador, denominado *within* permite o uso de MQO agrupados.

Para sanar os problemas encontrados pelos testes acima descritos foi utilizada a matriz de erros padrão de Driscoll e Kraay (1998), a qual se justifica uma vez que, as técnicas padrão, que não levam em conta a dependência espacial, levarão a estimativas de erros padrão inconsistentes. Além disso, as técnicas disponíveis que, em princípio, são robustas à presença de correlação espacial, geralmente são inviáveis ou têm propriedades finitas de amostra. Uma simples transformação das condições de ortogonalidade, que identificam uma ampla classe de modelos de dados em painel, permite uma estimativa consistente da matriz de covariância na presença de dependência espacial muito geral. Além disso, ao contrário das técnicas existentes, o tamanho da dimensão transversal não restringe a viabilidade desse estimador.

Vogelsang (2011) apresenta a teoria assintótica para estatística de testes em modelos de painel linear com efeitos fixos robustos para heterocedasticidade, autocorrelação e correlação espacial, apontando essa transformação de Driscoll e Kraay, sendo um modelo de transformação de médias como uma possibilidade de dar robustez aos resultados.

Para realizar a estimação dos dados em painel, foi utilizado o comando *xtscc* do Software Stata 15, que produz erros padrão de Driscoll e Kraay (1998) para modelos de painéis lineares. Desenvolvido por Hoechle (2007), são robustos à presença de heterocedasticidade e a formas gerais de dependência transversal e temporal. Em contraste com o estimador da matriz de covariância original de Driscoll e Kraay (1998), que deve ser usado apenas com

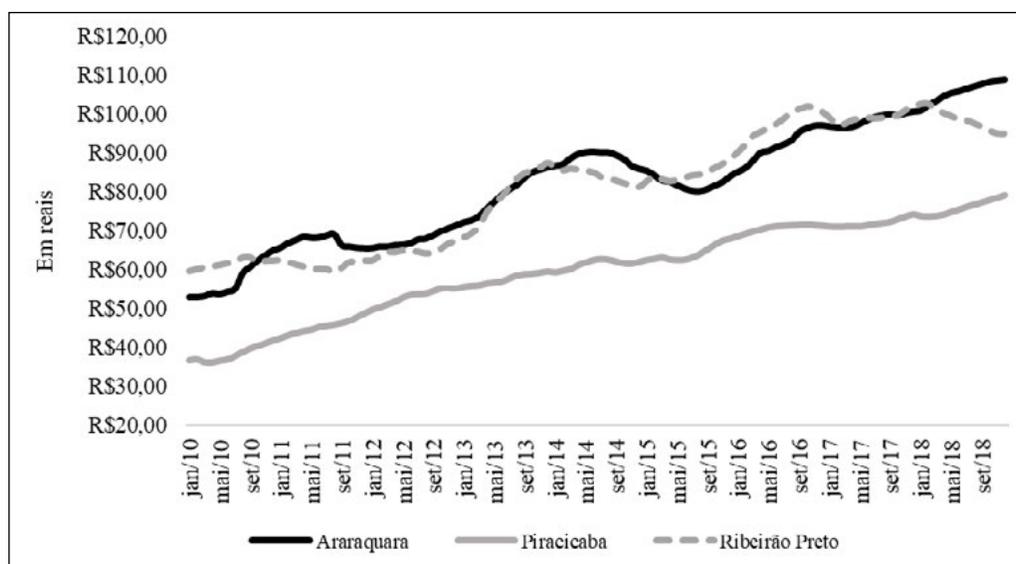
painéis balanceados, o comando *xtscc* trabalha com painéis balanceados e desbalanceados, respectivamente.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Análise de dados

As séries referentes ao preço do frete dessazonalizados por média móvel das três regiões analisadas apresentaram comportamentos similares entre os anos de 2010 e 2018.. As rotas partindo de Araraquara (SP), Piracicaba (SP) e Ribeirão Preto (SP) para o porto de Santos (SP) apresentaram, conforme ilustrado a seguir na Figura 3, predominantemente elevações ao longo do período em motivação de fatores que impactaram significativamente o mercado de transporte.

Figura 3 – Evolução no frete de açúcar nas regiões estudadas entre 2010 e 2018



Fonte: Elaboração própria baseada em ESALQ-LOG (2019)

Destaque na série para as elevações no preço do frete nos anos de 2013 e 2016, período esses que seguiram importantes regulações no setor de transporte como a Lei nº 12.619 de 2012, ou “Lei do Descanso”, que dispunha sobre os direitos dos caminhoneiros sobre jornada de trabalho e remuneração extra, noturna ou pagamento de estadia, e a “Lei do Caminhoneiro”, Lei nº 13.103 de 2015, sobre a remuneração do caminhoneiro em períodos de espera e intervalo semanal.

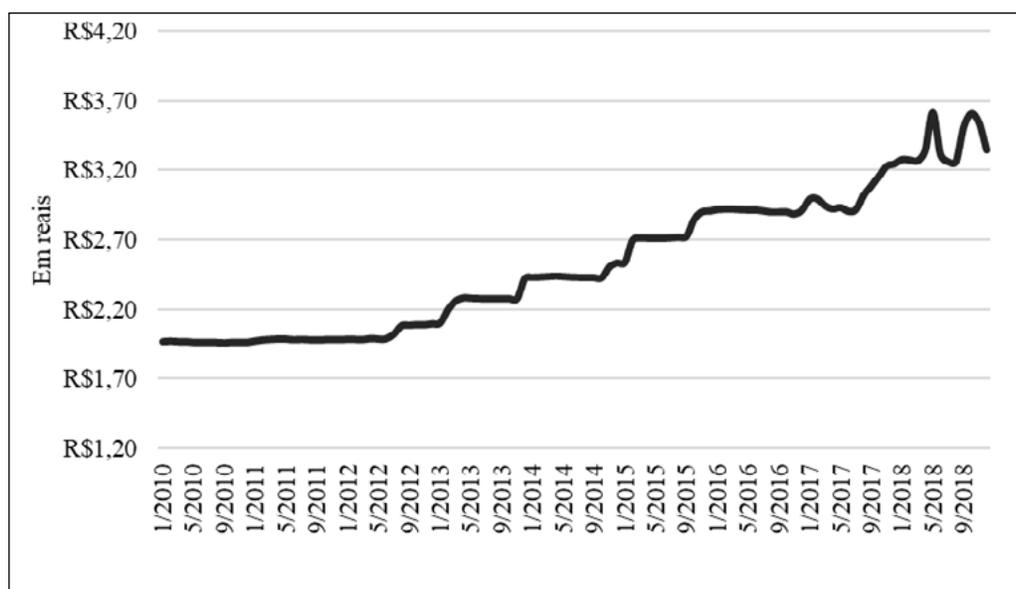
Esses eventos foram determinantes para gerar pressões sobre a remuneração dos caminhoneiros e maiores custos para as transportadoras, gerando elevações no preço do frete.

Além disso, a diminuição do valor do frete observado para o período final de 2014 e em 2015 decorre da diminuição do volume produzido nas safras 2014/2015 e 2015/2016, com 35.571 mil toneladas e 33.837 mil toneladas, respectivamente, em relação à produção superior a 37.5 mil toneladas da safra 2013/2014, conforme a UNICA.

Em 2016, além do fator regulatório, é importante mencionar que houve a maior safra do período analisado, de 38.734 mil toneladas em 2016/2017.

Outra série histórica que apresentou esse mesmo comportamento foi, não por coincidência, o preço do diesel, que é o principal componente representante dos custos do caminhoneiro. Na Figura 4, é possível observar o comportamento crescente da série a partir de 2013, porém, de maneira mais expressiva a partir de 2016.

Figura 4 - Média do preço do diesel para o estado de São Paulo entre 2010 e 2018



Fonte: ANP (2019), elaborada pelos autores

Ao final do ano de 2013, a Petrobrás realizou uma inicial e tímida mudança na política de precificação, levando em consideração os objetivos da companhia de assegurar os indicadores de endividamento e alavancagem estabelecidos para o quadriênio de 2013 até 2017. Essa política, cujas bases e parâmetros não foram inicialmente tornadas públicas, foi um primeiro passo para uma mudança drástica vindoura.

No entanto, essa medida de precificação ainda levava em consideração os objetivos do Governo Federal de controle dos preços com o intuito de adequação às metas inflacionárias, uma vez que os combustíveis são um importante integrante da cesta de produtos que compõem os principais indicadores de preço.

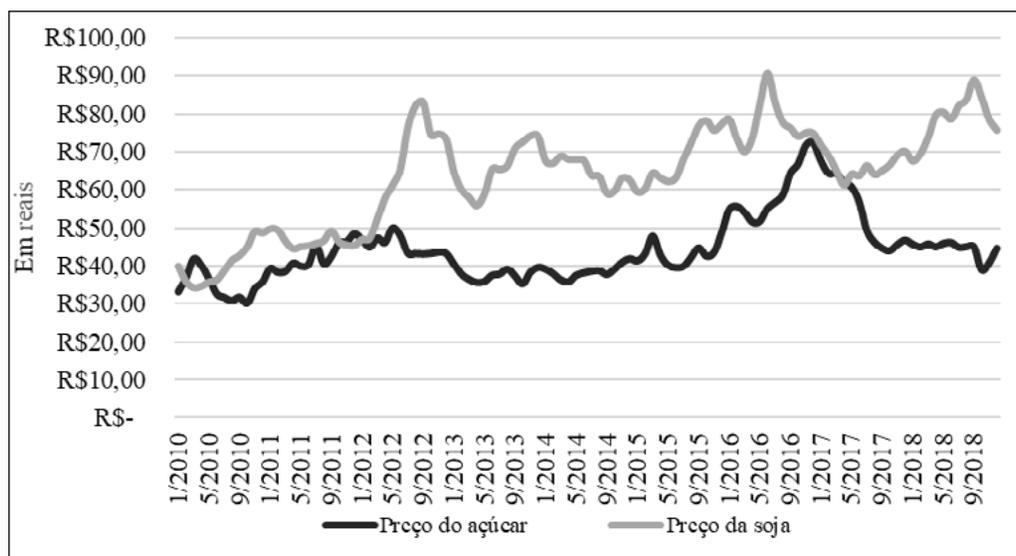
Apenas a partir de outubro de 2016 ficam perceptíveis alterações mais sensíveis na série de preços. Isso ocorreu dada uma brusca mudança na política de preços, que passou a levar em consideração na precificação interna, as alterações no preço internacional do petróleo.

Desde o período de vigência dessa política, diversos pequenos choques instabilizaram o mercado, provocando elevações nos preços. Destacam-se os acordos de regulação de produção do petróleo da Organização dos Países Produtores de Petróleo (OPEP), o avanço da produção decorrente do gás de xisto nos Estados Unidos, choques diversos provocados por conflitos locais, recorrentes em áreas importantes para a produção no Oriente Médio, bem como choques climáticos, como as tempestades tropicais e furações na América do Norte em 2017.

O preço da saca de açúcar também teve comportamento de alta em grande parte do período analisado, tendo seu pico em dezembro de 2016. A partir dessa data, nota-se uma forte queda durante todo ano de 2017, reflexo da grande safra, até que a série se estabiliza em 2018. Esse comportamento não foi observado no principal concorrente de veículos para o transporte do açúcar, a soja, que embora tenha apresentado queda no primeiro semestre de 2017, voltou a crescer em junho do mesmo ano como mostra a Figura 5.

Isso explica, enfim, a forte competição por veículos em 2017 e 2018, pois embora o preço do açúcar estivesse em queda, o frete do produto aumentou pela alta quantidade. Por sua vez, os crescentes preços da soja motivaram os agentes desse setor à realização de vendas imediatas do produto para a liberação dos estoques.

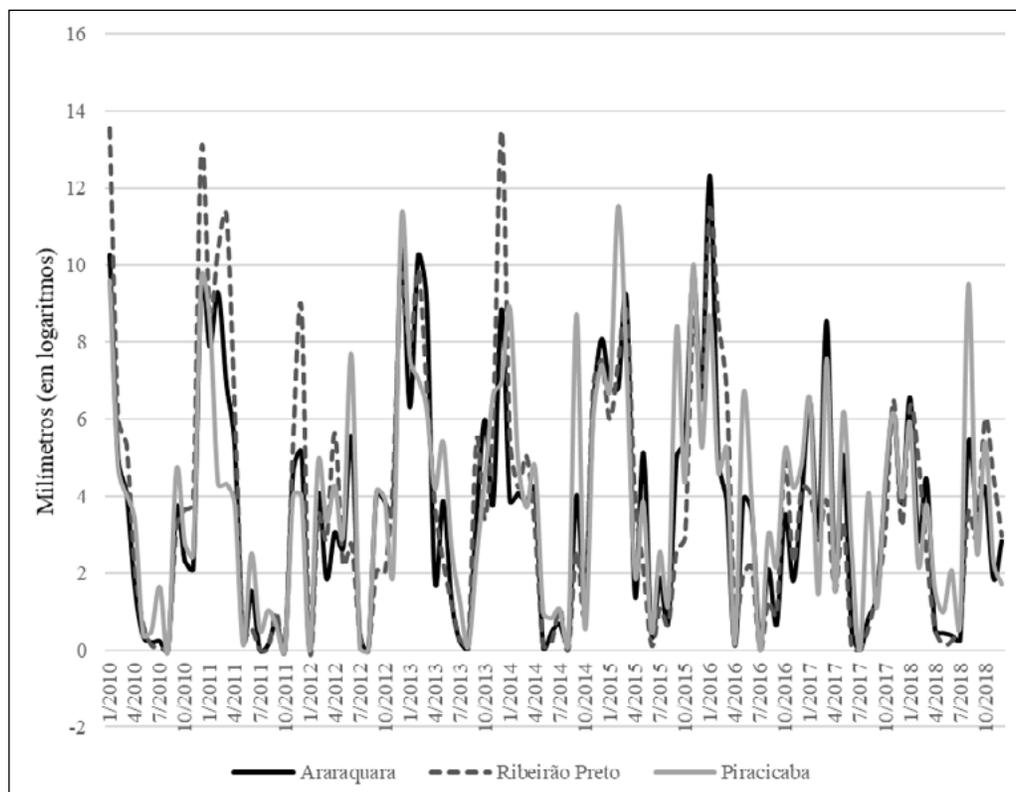
Figura 5 - Evolução do preço do açúcar e da soja nos anos 2010 a 2018



Fonte: Elaboração própria baseada em CEPEA (2019)

O comportamento meteorológico das três regiões é bastante similar, embora haja diferenças entre o nível de chuva apresentado entre essas. Esse cenário denota a proximidade entre as regiões, gerando desconfiças que justificam a necessidade de testes de dependência espacial, conforme apontados na próxima seção.

Figura 6 - Precipitação em milímetros em Araraquara (SP), Piracicaba (SP) e Ribeirão Preto (SP) para os anos 2010 a 2018.



Fonte: Elaboração própria baseada em DAEE (2019)

4.2 Resultados do modelo

A pré-estimação determinou que o modelo de efeitos fixos se mostra mais adequado aos dados. Os resultados dos testes são descritos a seguir na Tabela 3.

Tabela 3 – Testes realização pré-estimação

Teste		Estatística
Chow	H0 = Pooled H1 = Efeitos Fixos	$F(2,315) = 49,11^{***}$
LM Breush-Pagan	H0 = Pooled H1 = Efeitos Aleatórios	$\chi^2 = 0,0000$
Hausman	H0 = Efeitos Aleatórios H1 = Efeitos Fixos	$\chi^2 = 75,35^{***}$

*** Denota significância estatística a 1%

Fonte: Elaboração própria

Dessa forma, todos os testes indicam que efeitos fixos devem ser utilizados, uma vez que, pelo teste de Chow, há rejeição da hipótese nula de uso do modelo *pooled*. Além disso, não houve a rejeição através do teste LM de Breush-Pagan, de que o uso do modelo de dados empilhados não fosse utilizado, dessa forma, como o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled* pelo teste de Chow, há uma primeira evidência a favor dessa especificação.

Com o intuito de confirmar o uso desse, aplicou-se o teste de Hausman, que indicou, a nível de significância de 1%, a rejeição da hipótese nula do modelo de efeitos aleatórios em detrimento do modelo de efeitos fixos.

A Tabela 1 indica os resultados do modelo econométrico de efeitos fixos e os estimados a partir da matriz de erros de Driscoll-Kraay, necessário após a presença de diversos problemas que implicariam em não confiança dos testes do modelo original, cujos resultados são expostos na Tabela 4.

Tabela 4 – Testes realização pós-estimação

Teste	H0	Estatística
Wooldridge	Ausência de Correlação Serial	$F(1,2) = 794,696^{***}$
Wald	Homocedasticidade	$\chi^2 = 13,40^{***}$
CD Pesaran	Independência Seccional	3,131***
CADF	Série não estacionária	$t = 3,108^{**}$

***Denota significância estatística a 1%.

**Denota significância estatística a 5 %.

Fonte: Elaboração pelos autores

Os resultados dos testes indicaram problemas de variância não constante dos resíduos (heterocedasticidade) pelo teste de Wald, bem como correlação serial pelo teste de Wooldridge e correlação seccional (ou espacial) entre as unidades de *cross-section* pelo teste CD de Pesaran. Pelos três primeiros testes apontados acima, realizou-se a segunda estimação com o uso dos erros-padrão de Driscoll-Kraay, cujos resultados são expostos na Tabela 5.

Além desses, há um destaque para o teste CADF para raiz unitária. Mesmo não sendo consenso a necessidade de realização de testes de estacionariedade em modelos de painel,

uma vez que esse se caracteriza como um painel longo, optou-se pela realização do teste para a variável dependente (lnFrete), frente ao longo período analisado de 108 meses. Esse aponta que, considerada a defasagem ótima de cinco períodos, por meio do critério de Akaike (AIC), há uma rejeição da hipótese nula de não estacionariedade da variável dependente a 5% de significância para a especificação na qual se considera a constante (*drift*), o mesmo não ocorre para o cenário que considera constante e tendência determinística (*trend*).

Tabela 5. Resultado dos modelos de efeito fixos

lnFrete	Coefficiente	Driscoll – Kraay – Erros Padrão	Estatística t
lnDiesel	0,6632177***	0,050183	13,22
lnSoja	0,220127***	0,028532	7,72
lnAçúcar	0,1732872***	0,036575	4,74
lnEtanol	0,0073951	0,03558	0,21
lnProdução	0,2499085***	0,043778	5,71
lnPluviosidade	0,1512643***	0,019642	-7,7
Intercepto	1,728***	0,242205	7,13
R-quadrado		0,9282	
Estatística F(6,315)		222,16	

***Denota significância estatística a 1%.

Fonte: Elaboração pelos autores

Em relação ao modelo, há um destaque para a adequação dos dados, apontada por um R-quadrado *within* de 92,82%. Além disso, por meio da estatística F, pode-se ainda inferir sobre a não nulidade dos parâmetros, ou seja, é possível rejeitar a hipótese de que todos os coeficientes sejam iguais e nulos.

A variável de interesse do modelo é a que indica a quantidade de precipitação nas regiões escolhidas, denotada por lnPluviosidade. O coeficiente dessa de -0,1512 evidencia que o modelo corrobora as expectativas em relação ao sinal negativo, indicando que uma vez que seja necessário o cumprimento de normas técnicas contra a umidade, há uma redução da demanda por transporte e dessa forma no preço do frete. A análise da estatística t relacionada ao coeficiente permite afirmar a rejeição, a 1% de significância de que esse é igual a zero.

Considerando-se a análise do coeficiente, em logaritmo, pode-se ainda considerar em termos de elasticidades que uma elevação de 1% na pluviosidade leva a um decréscimo do frete de açúcar em 0,1512%.

O modelo indica que dentre as variáveis consideradas como de controle, o logaritmo do diesel, assim como esperado, assume valor positivo e de 0,6632. Sendo esse o maior coeficiente entre todas as variáveis, indicando que o diesel se comporta como o maior responsável pela composição dos fretes. Esse ideal corrobora os dados reais que consideram

o preço do combustível como o mais representativo dentre os custos de transporte variáveis, bem como dentre os custos totais. Esse valor mostrou-se estatisticamente ao nível nulo de significância.

Dentre as variáveis que foram consideradas tendo como base as premissas microeconômicas está o preço do produto. Os resultados da estimação corroboraram o sinal esperado positivo, ou seja, de que elevações no preço do produto em questão, nesse caso o açúcar VHP, levariam a uma maior predisposição à venda por parte dos produtores, que conseqüentemente demandariam maior serviço de transporte, pressionando o mercado de veículos e assim promovendo uma elevação dos preços dos fretes. Logo, coeficiente de 0,1732, indica uma variação percentual no frete de açúcar nessa ordem, mediante a elevação de 1% no preço do açúcar.

Assim como a anterior, houve por parte do modelo a confirmação do sinal esperado para a proxy da produção. Nesse sentido, o sinal positivo para o coeficiente de 0,2499 aponta que elevação na quantidade produzida gera, por meio da indução da demanda, aumento no preço do frete. Esse valor é estatisticamente significativo a 1% de significância.

Por fim, considerou-se o preço da soja frente à expectativa de que seja um produto que pode utilizar a mesma composição de transporte, ou seja, um competidor pelo serviço de transporte. O sinal positivo corrobora assim a expectativa de que maiores preços com a soja, elevará a competição pelos agentes dos dois segmentos por caminhões e dessa forma o preço do frete de açúcar aumentará.

A única dentre as variáveis de controle que não apresentou significância estatística aos níveis de significância estipulados de zero ou 5% de significância, foi a variável $\ln Etanol$, determinada pelo logaritmo natural do preço do etanol. A inclusão dessa variável ocorreu uma vez que dado o cenário no qual as usinas devem optar pela alocação de cana-de-açúcar na produção de etanol ou de açúcar. Em primeira análise, essa escolha é determinante para a quantidade produzida do adoçante e conseqüentemente da quantidade potencialmente movimentada.

Por meio da análise do valor crítico da estatística t , não é possível afirmar aos níveis de significância aceitos para essa pesquisa, que o coeficiente não seja diferente de zero, ou seja, não há a rejeição da hipótese nula do teste. Dentre os motivos práticos pelos quais essa situação poderia ser justificada, uma vez que a expectativa inicial seria de um sinal negativo no coeficiente, em virtude de que o maior preço do biocombustível estimularia, pela escolha das usinas, uma redução na quantidade de açúcar, e conseqüentemente as pressões por demanda de transporte são de que: i) as decisões das usinas sobre a priorização de determinado produto leva em consideração não apenas o preço, mas também é determinada tendo em vista a situação dos estoques e contratos a serem cumpridos, ii) ainda que essa decisão sobre o *mix* produtivo fosse assim determinada, o impacto dessa no mercado de transporte de açúcar seria secundário, induzido pela quantidade de açúcar, mas não pela quantidade de etanol, um produto concorrente na escolha de produção mas não no transporte, uma vez que utilizam composições de transporte distintas.

O modelo aponta o valor de 1,728 para o intercepto, o qual é por meio da inferência a partir da estatística t estatisticamente significativo a 1%. A presença da constante foi possível

a partir de uma escolha necessária para a estimação do modelo no software selecionado (Stata 15), uma vez que o modelo com intercepto só poderia ser rodado sem a presença da variável distância, uma das principais determinantes dos valores dos fretes e inicialmente cogitada para ser uma variável de controle. No entanto, uma vez que a distância é igual para todas as observações de um dos três indexadores *cross-section*, sendo de certa forma uma constante, optou-se pela escolha com intercepto, e não com distância, uma vez que causaria menores danos aos coeficientes das demais variáveis.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo desse trabalho é a busca de evidências da relação entre chuvas e os preços dos fretes rodoviários no estado de São Paulo. O açúcar é um produto extremamente importante economicamente pelos empregos e divisas gerados no setor, e a logística é um dos principais determinantes da competitividade do produto nacional.

A partir de normativas, tanto nacionais quanto internacionais, a respeito da qualidade do açúcar, as usinas responsáveis pela produção, comercialização e de certa forma pelo transporte desse adoçante atentam-se a garantir o cumprimento de todos os padrões destacados.

Com isso, a presença das chuvas torna-se uma ameaça para a atividade produtiva açucareira e é combatida pela paralisação da produção nas usinas de cana-de-açúcar, impossibilitando o carregamento dos caminhões com o produto e a demanda no setor de transporte, ocasionando uma redução no preço do serviço de transporte.

A análise econométrica realizada neste trabalho indica, assim como esperado pela hipótese principal desse trabalho, que o nível pluviométrico entre os anos de 2010 a 2018 interferiu negativamente no preço médio do frete mensal de açúcar das microrregiões de Ribeirão Preto (SP), Araraquara (SP) e Piracicaba (SP) com destino à exportação pelo porto de Santos (SP).

“A evidência desse comportamento é importante frente aos inúmeros impactos que a ocorrência de fenômenos climáticos, mesmo os mais comuns como a chuva, trazem para o planejamento das operações das empresas do setor quanto à logística. No Centro-Sul, a safra de cana de açúcar ocorre entre os meses de abril e outubro, quando há a competição por implementos de transporte entre grãos, principalmente a safra de soja e a segunda safra de milho. A ocorrência de chuvas pode ser um fato indutor para que haja o deslocamento dos veículos para as regiões produtoras de grãos em busca de maiores ganhos.

Embora as rotas do transporte de açúcar sejam de curtas distâncias, o que faz com que grandes deslocamentos de caminhoneiros até as principais regiões produtoras de grãos no Cerrado não seja usualmente favorável financeiramente, a perda de veículos é possível nas regiões do estado de São Paulo mais próximas ao Centro Oeste.

Soma-se a isso a perspectiva de que, para atrair novamente os veículos, exigirá das empresas um dispêndio maior na remuneração do transporte para reassumir valores anteriores à interferência climática, mas também para vencer a competição com o mercado de grãos, no qual está parte da oferta de veículos. Entretanto, o principal determinante para o potencial aumento dos fretes após o período chuvoso é o reestabelecimento de uma forte

demanda por serviços de transporte, em virtude da necessidade de escoamento da produção armazenada e pela volta da produção, atividades paralisadas ou diminuídas em virtude da chuva.

Em suma, as ocorrências pluviométricas causam potencial de perdas para usinas, isso pela paralização da produção apresentar impacto negativo nos contratos que são firmados pelas usinas, pela reorganização do planejamento de produção, e pela necessidade de readequação dos valores no mercado de transporte.”

A abordagem levou em consideração importantes variáveis de controle, seguindo o ideário microeconômico de determinantes da demanda, nesse caso no setor de transporte de cargas, como o preço da soja, o preço do açúcar, o preço do diesel e a quantidade produzida. Os coeficientes relacionados as variáveis selecionadas foram corroboradas levando em consideração o sinal esperado para cada um bem como a significância estatística, fato que não ocorreu apenas para a variável de etanol.

Entretanto, chegou-se a esses resultados mediante limitações que podem ser mitigadas em trabalhos futuros com o intuito de tornar o cenário mais realista frente às operações do mercado sucroenergético. Um dos pontos a ser incorporado é o comportamento do mercado frente às chuvas mediante a possibilidade de armazenagem, algo não considerado nesse trabalho.

Além disso, outros trabalhos podem examinar o impacto de outros fatores climáticos sobre o transporte do produto, como temperatura e radiação, tanto na gestão interna da cadeia de suprimentos, quanto na adequação de normas técnicas para a exportação e impactos na frente.

Há ainda a possibilidade de se abordar os impactos das chuvas em outras regiões brasileiras produtoras de açúcar, como por exemplo os estados da Bahia e Goiás, e analisar as diferenças entre as dimensões dessas ocorrências em diferentes contextos regionais e tecnológicos.

Por fim, merece destaque que o trabalho se orientou por fazer uma descrição do problema das chuvas no preço do frete, não se propondo a realização de uma rigorosa análise de impacto. Esse objetivo pode ser um desdobramento futuro dessa pesquisa, utilizando metodologias mais adequadas como a comparação de média de fretes após procedimentos de pareamento.

REFERÊNCIAS

ANP – Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Levantamento de Preços. Disponível em <<http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa-da-concorrenca/precos?view=default>> . Acesso em 15.mai. 2019

ARAÚJO, M,P,S.; BANDEIRA, R,A,M.; CAMPOS, V.B.G. Custos e fretes praticados no transporte rodoviário de cargas: uma análise comparativa entre autônomos e empresas. **Journal of Transport Literature**, v. 8, n. 4, p. 187-226, 2014.

- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data* - 3. Ed. New York: Wiley, 2005.
- BOZDONGAN, H. Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, v.52, n.3, 345-370, Sep. 1987.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa N° 42, de 13 de novembro de 2017. Estabelece o Regulamento Técnico do Açúcar, definindo o seu padrão oficial de classificação, com os requisitos de identidade e qualidade, a amostragem, o modo de apresentação e marcação ou rotulagem, nos aspectos referentes à classificação do produto. Diário Oficial da União, Brasília DF, 17. Nov. 2017, seção 1.
- BRASIL. Ministério da Economia. ComexStat – **Estística do Comércio Exterior**. Disponível em < <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home> > Acesso em 25. mai. 2019.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Consulta ao banco de dados**. Disponível em < <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx> > Acesso em. 26. mai. 2019.
- CAIXETA FILHO, J. V.; MARTINS, R. S. **Gestão Logística do Transporte de Cargas**. São Paulo: Atlas, 2001.
- DAEE – Departamento de Águas e Energia Elétrica. **Hidrologia**. Disponível em < http://www.daece.sp.gov.br/index.php?option=com_content&view=article&id=72:hidrometeorologia&catid=43:hidrometeorologia > .Acesso em 25.mai. 2019.
- DRISCOLL, J.C.; KRAAY, A.C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.
- ESALQ-LOG. Grupo de Pesquisa e Extensão em Logística Agroindustrial. **Sifreca**. Disponível em < <https://sifreca.esalq.usp.br/> > Acesso em: 20. Mai. 2019.
- GENEROSO, W. C.; BORGES, M. T. M. R.; CECCATO-ANTONINI, S. R.; MARINO, A. F.; SILVA, M. V. M.; NASSU, R. T.; VERRUMABERNADI, M. R. Avaliação microbiológica e físico-química de açúcares mascavo comerciais. **Revista do Instituto Adolfo Lutz**, v. 2, n. 68, p. 259-268, 2009.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111 - 120, 1974.
- GREENE, W. **Econometric Analysis** – 8.ed. New York. Pearson, 2017.
- HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. E. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 49, n. 6, p. 1377-1398, 1981.

HILSDORF, W, C.; NOGUEIRA NETO, M,S.. Port of Santos: prospection on the causes of access difficulties. **Gestão & Produção**, v. 23, n. 1, p. 219-231, 2016.

HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The Stata Journal**, v. 7, n. 3, p. 281-312, 2007.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Produção Agrícola Municipal (PAM). Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 19. Mai. 2019.

ICUMSA - International Commission for Uniform Methods of Sugar Analysis –. **ICUMSA Methods of Sugar Analysis**. Berlin: Elsevier, 2009.

MEDEIROS, R, K.; ALBUQUERQUE MELLO; V, P.; JESUS, D, P.; RAMOS, H, S. Determinantes dos custos de transporte das exportações do complexo brasileiro de soja. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 16, n. 3, p. 387-401, 2018.

PESARAN, M. H. A Simple Panel Unit Root Test in The Presence Of Cross-Section Dependence. **Journal of Applied Econometrics**, n. 22(2), p. 265–312, 2007.

SAPCANA – Sistema de Acompanhamento da produção Canavieira do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Disponível em: <http://sistemasweb.agricultura.gov.br/sapcana/downloadBaseCompletaInstituicao.action>. Acesso em: 20. Fev. 2020.

UNICA - União da Indústria da Cana de Açúcar. **Histórico de Produção e Moagem**. Disponível em: <http://www.unicadata.com.br>. Acesso em: 25. Mai. 2019.

UNICA - União da Indústria da Cana de Açúcar. Exportação anual de açúcar por local de embarque (toneladas). Disponível em: <http://unicadata.com.br/listagem.php?idMn=44>. Acesso em: 25. Mai. 2019.

VOGELSANG, T, J. Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. **Journal of Econometrics**, v. 166(2), p. 303-319, 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT Press, 2010.