

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

EUDIS FURTADO FILHO

A DINÂMICA DE PREÇOS DO FRETE RODOVIÁRIO NAS ROTAS DE
LONDRINA A PARANAGUÁ E MARINGÁ A PARANAGUÁ

CURITIBA

2025

EUDIS FURTADO FILHO

A DINÂMICA DE PREÇOS DO FRETE RODOVIÁRIO NAS ROTAS DE
LONDRINA A PARANAGUÁ E MARINGÁ A PARANAGUÁ

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissional em Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Adalto Acir Althaus Junior.

CURITIBA

2025

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

Furtado Filho, Eudis

A dinâmica de preços do frete rodoviário nas rotas de Londrina a Paranaguá e Maringá a Paranaguá / Eudis Furtado Filho – Curitiba, 2025.

1 recurso on-line : PDF.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Adalto Acir Althaus Junior.

1. Economia. 2. Exportação - Brasil. 3. Logística empresarial. 4. Transporte rodoviário de carga. I. Althaus Junior, Adalto Acir. II. Universidade Federal do Paraná. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Bibliotecário: Nilson Carlos Vieira Junior - CRB-9/1797



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ECONOMIA -
40001016051P7

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação ECONOMIA da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de EUDIS FURTADO FILHO, intitulada: **A DINÂMICA DE PREÇOS DO FRETE RODOVIÁRIO NAS ROTAS DE LONDRINA A PARANAGUÁ E MARINGÁ A PARANAGUÁ**, sob orientação do Prof. Dr. ADALTO ACIR ALTHAUS JUNIOR, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita a homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 14 de Novembro de 2025.

Assinatura Eletrônica

17/11/2025 13:56:46.0

ADALTO ACIR ALTHAUS JUNIOR
Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

17/11/2025 16:33:04.0

MARCELO DA SILVA BEGO
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA)

Assinatura Eletrônica

02/12/2025 13:18:51.0

JOSÉ GUILHERME SILVA VIEIRA
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

AV. PREFEITO LOTHARIO MEISSNER, 632 - CURITIBA - Paraná - Brasil

CEP 80210-170 - Tel: (41) 3360-4464 - E-mail: pggecon@ufpr.br

Documento assinado eletronicamente de acordo com o disposto na legislação federal Decreto 8539 de 08 de outubro de 2015.

Gerado e autenticado pelo SIGA-UFPR, com a seguinte Identificação Única: 498673

Para autenticar este documento/assinatura, acesse <https://siga.ufpr.br/siga/visitante/autenticacaoassinaturas.jsp>
e insira o código 498673

À Camila, Manuela e Clarice, como contrapartida mínima pelos momentos de ausência.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a meus pais, Rosâne e Eudis, que sempre me ensinaram que o estudo é o único caminho. Agradeço a minha esposa Camila e as minhas filhas Manuela e Clarice, pelo apoio e paciência sempre. Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Adalto, que nas incontáveis vezes que pretendi desistir, ele jamais permitiu.

RESUMO

Esta dissertação analisa a relação entre o volume de exportação de soja e milho do Paraná e o custo do frete rodoviário nas rotas Londrina-Paranaguá e Maringá-Paranaguá, no período de 2019 a 2025, com o intuito de compreender os efeitos da dinâmica exportadora sobre os preços de transporte e o planejamento logístico das cadeias produtivas. O trabalho utiliza dados semanais de fretes, exportações, preços do diesel e dólar, tratados por testes de estacionariedade, padronização em escores z e modelagem econométrica. Foram aplicados modelos de Mínimos Quadrados Generalizados, simulações com defasagens múltiplas e efeitos sazonais, além de um Vetor Autorregressivo com variáveis exógenas. Os resultados evidenciaram elevada persistência temporal nos preços do frete, explicados principalmente por valores defasados, com relevância marginal do volume exportado em Londrina e efeito sazonal em Maringá. As variações do diesel e do câmbio não se mostraram determinantes consistentes. Modelos parcimoniosos apresentaram melhor desempenho, reforçando a defasagem do frete como principal fator explicativo. Portanto, os resultados sugerem que, no período e rotas analisadas, a formação dos preços do frete apresentou maior associação com a sazonalidade e a demanda logística do que com os custos de insumos, ressaltando a centralidade das exportações na explicação estatística dos valores observados.

Palavras-chave: Frete rodoviário; Exportação de soja e milho; Sazonalidade produtiva; Mínimos Quadrados Generalizados; VAR com variáveis exógenas.

ABSTRACT

This dissertation analyzes the relationship between the export volume of soybeans and corn from Paraná and road freight costs on the Londrina–Paranaguá and Maringá–Paranaguá routes, from 2019 to 2025, with the aim of understanding the effects of export dynamics on transportation prices and the logistical planning of production chains. Weekly data on freight rates, exports, diesel prices, and the exchange rate were employed, processed through stationarity tests, z-score standardization, and econometric modeling. Generalized Least Squares models were applied, along with simulations with multiple lags and seasonal effects, as well as a Vector Autoregression with exogenous variables. The results revealed strong temporal persistence in freight prices, explained mainly by lagged values, with marginal relevance of the export volume in Londrina and a seasonal effect in Maringá. Variations in diesel prices and the exchange rate did not prove to be consistent determinants. More parsimonious models showed better performance, reinforcing the role of freight lag as the main explanatory factor. Therefore, the findings suggest that, within the analyzed period and routes, freight price formation was more closely associated with seasonality and logistical demand than with input costs, highlighting the centrality of exports in the statistical explanation of the observed values.

Keywords Road freight; Soybean and corn exports; Production seasonality; Generalized Least Squares; Vector Autoregression with exogenous variables.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 - Exemplo de estrutura de mercado *contango* (preço futuro > preço atual) 21
- Figura 2 - Fluxo de procedimentos da pesquisa.....26

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Índice de produção agropecuária por área (R\$/km ²) - 2024	16
Gráfico 2 - Índice de VBP (soja + milho) por área (R\$/km ²) das regiões Sul e Centro-Oeste em 2024.....	17
Gráfico 3 - Correlação das variáveis	36
Gráfico 4 - Sazonalidade média semanal de Londrina (2019-2025)	37
Gráfico 5 - Sazonalidade média semanal de Maringá (2019-2025)	38
Gráfico 6 - Transporte mensal em toneladas de soja e milho no Paraná* (2019 - 2025).....	38
Gráfico 7 - Média mensal do frete em Londrina e Maringá, litro do diesel e cotação do dólar (2019 a 2025).....	40
Gráfico 8 - Comparação do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Maringá e Londrina	42
Gráfico 9 - Boxplot do preço (em R\$/tonelada) semanal dos fretes de Londrina e Maringá	42
Gráfico 10 - Decomposição do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Londrina (2019-2025).....	43
Gráfico 11 - Autocorrelação do valor do frete (em R\$/tonelada) semanal de Londrina (2019-2025).....	44
Gráfico 12- Decomposição do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Maringá (2019-2025).....	44
Gráfico 13 - Autocorrelação de resíduos dos modelos.....	47
Gráfico 14 - P-valores dos testes de significância por defasagem média semanal da variável valor_z em Londrina ao longo dos anos de 2019 a 2025	48
Gráfico 15 - P-valores dos testes de significância por defasagem média semanal da variável valor_z em Maringá ao longo dos anos de 2019 a 2025	49
Gráfico 16 - Estimativas de coeficientes significativos dos modelos (MQG) para Londrina	50
Gráfico 17 - Estimativas de coeficientes significativos dos modelos (MQG) para Maringá.....	51
Gráfico 18 - Funções de impulso-resposta em Londrina	55
Gráfico 19 - Funções de impulso-resposta em Maringá.....	56

Gráfico 20 - FEVD (Decomposição da Variância do Erro de Previsão) em Londrina e Maringá	57
---	----

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Calendário de sazonalidade das principais <i>commodities</i> destinadas à exportação - 2025	25
Quadro 2 - Variáveis	28
Quadro 3 - Modelos estimados	33
Quadro 4 - AIC modelos em Londrina e Maringá	49

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - VBP absoluto de soja e milho por região (detalhe para Sul e Centro-Oeste) em 2024	17
Tabela 2 - Exemplo ilustrativo da formação de preços da saca para o produtor.....	19
Tabela 3 - Volume de produção, por período da safra e produto (toneladas) no Paraná - agosto de 2025.....	23
Tabela 4 - Produção teórica, por período da safra e produto (toneladas) no Paraná - agosto 2025	24
Tabela 5 - Resultado modelo_com_lag em Londrina	45
Tabela 6 - Resultado modelo_com_lag em Maringá	46
Tabela 7 - Comparação AIC modelo_com_lag e modelo_reduzido com dados de Londrina e Maringá	46
Tabela 8 - Significância da defasagem do preço do frete ao longo das semanas.....	47
Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen (<i>Trace test</i>) em Londrina e Maringá	53
Tabela 10 - Matriz de carregamento (<i>weights W</i>) em Londrina e Maringá	54
Tabela 11 - Causalidade de Granger em Londrina e Maringá.....	54

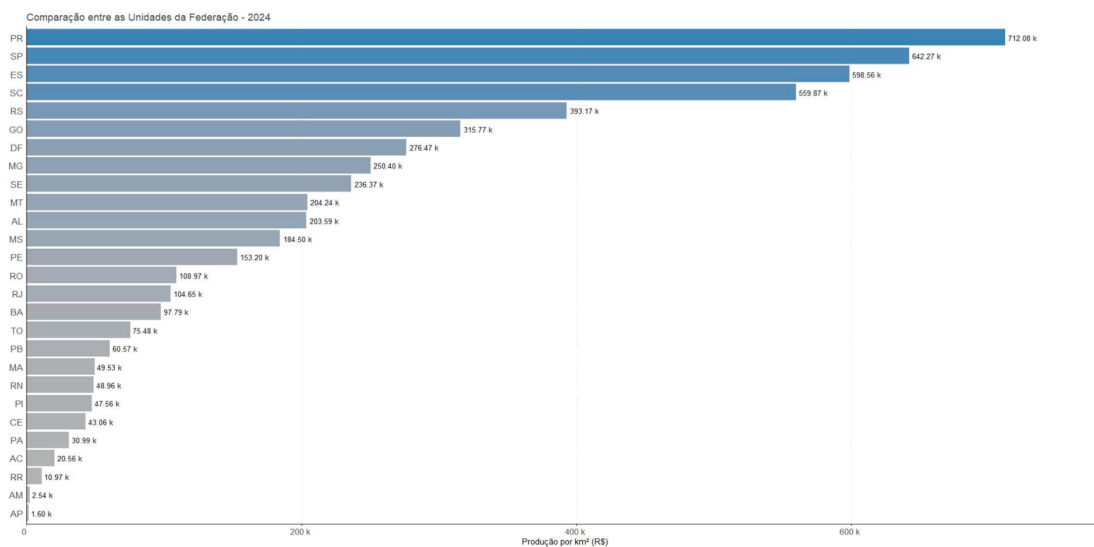
SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
2 COMERCIALIZAÇÃO DE GRÃOS E FORMAÇÃO DE PREÇOS	18
2.1 DINÂMICA DE PREÇOS DE FRETE E ESCOAMENTO DA PRODUÇÃO	20
2.2 SAZONALIDADE PRODUTIVA DE SOJA E MILHO NO PARANÁ	22
3 MATERIAIS E MÉTODO.....	26
3.1 DELINEAMENTO E ESCOPO DA PESQUISA	27
3.2 FONTES DE DADOS E VARIÁVEIS UTILIZADAS	27
3.3 PREPARAÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS	29
3.4 ESPECIFICAÇÃO DOS MÍNIMOS QUADRADOS GENERALIZADOS	30
3.4.1 Redução do modelo e diagnósticos iniciais.....	31
3.4.2 Análise de defasagens múltiplas	32
3.4.3 Variações do modelo inicial.....	33
3.5 APROFUNDAMENTO COM VETOR AUTORREGRESSIVO	34
3.5.1 Especificação do sistema VARX	34
4 RESULTADOS.....	36
4.1 EXPLORAÇÃO E ANÁLISE INICIAL DOS DADOS	36
4.2 MODELOS DE MÍNIMOS QUADRADOS GENERALIZADOS	45
4.3 MODELO DE VETOR AUTORREGRESSIVO	52
4.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	58
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	61
REFERÊNCIAS.....	63
APÊNDICE.....	65

1 INTRODUÇÃO

O Paraná destaca-se como um dos principais polos da agropecuária brasileira, respondendo por cerca de 12% do Valor Bruto da Produção (VBP) nacional de soja e milho. Embora possua área territorial de aproximadamente 20 milhões de hectares, muito inferior à de Mato Grosso (IBGE, 2025a), o estado lidera em intensidade produtiva por unidade de área (Gráfico 1), evidenciando sua eficiência agrícola.

Gráfico 1 - Índice de produção agropecuária por área (R\$/km²) - 2024



FONTE: O autor (2025) com dados de BRASIL (2017) - CGPOP/DAEP/SPA/MAPA

Nota 1: O índice foi obtido a partir da razão entre o Valor Bruto da Produção Agropecuária (VBP, em reais) e a área territorial de cada estado (em km²), conforme dados do IBGE (2024). Dessa forma, o indicador expressa a intensidade da produção por unidade de área, permitindo a comparação relativa entre estados com dimensões territoriais distintas.

Em 2024, a soja e o milho representaram 37% do VBP absoluto agropecuário estadual, conforme apresentado na Tabela 1. No mesmo ano, a produção conjunta alcançou 21,5 milhões de toneladas de soja e 19,6 milhões de toneladas de milho (CONAB, 2025).

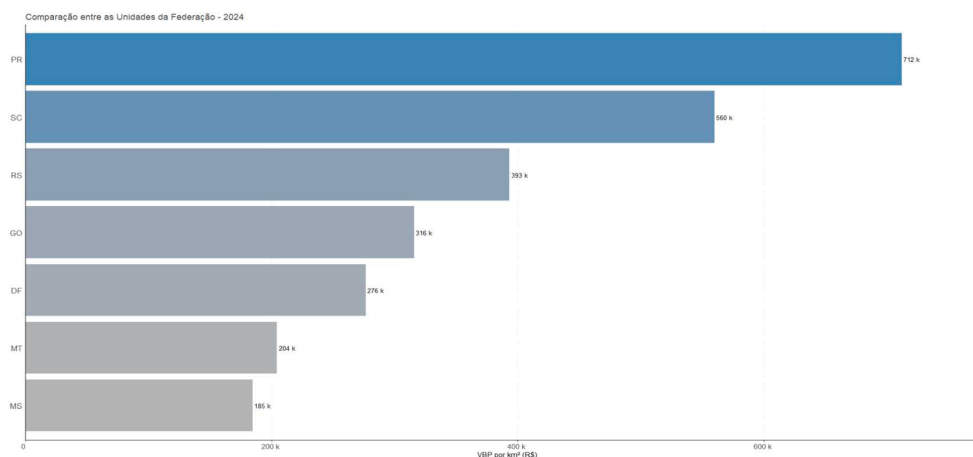
Tabela 1 - VBP absoluto de soja e milho por região (detalhe para Sul e Centro-Oeste) em 2024

REGIÃO-UFs / Produto	Milho	Soja	VBP Soja + Milho (a)	VBP Total (b)	(a)/(b)
REGIÃO NORTE	6.117,7	22.139,1	28.256,8	95.876,9	29%
REGIÃO NORDESTE	8.685,8	31.654,5	40.340,3	122.316,3	33%
REGIÃO SUDESTE	10.345,4	24.801,4	35.146,8	339.406,0	10%
REGIÃO SUL	20.045,0	82.787,3	102.832,3	301.655,7	34%
PR	13.727,2	38.873,7	52.600,9	142.223,0	37%
SC	1.844,9	5.832,4	7.677,3	53.686,7	14%
RS	4.472,9	38.081,3	42.554,2	105.746,0	40%
REGIÃO CENTRO-OESTE	54.637,4	140.627,6	195.265,0	360.665,0	54%
MS	7.116,3	24.056,5	31.172,9	66.083,9	47%
MT	35.444,8	81.309,9	116.754,7	185.174,4	63%
GO	11.770,3	34.656,6	46.426,9	107.808,3	43%
DF	306,0	604,6	910,5	1.598,3	57%
Brasil	125.814,2	300.878,6	426.692,8	1.272.351,3	34%

FONTE: O autor (2025) com dados de BRASIL (2017).

Quando se normaliza o VBP de soja e milho pela área territorial, o Paraná assume a liderança nacional em intensidade produtiva (R\$/km²), superando estados de maior extensão agrícola, como Mato Grosso e Mato Grosso do Sul (Gráfico 2). Esse desempenho ressalta a relevância estratégica da produção paranaense no cenário agropecuário brasileiro.

Gráfico 2 - Índice de VBP (soja + milho) por área (R\$/km²) das regiões Sul e Centro-Oeste em 2024



FONTE: O autor (2025) com dados de BRASIL (2017).

Nota 2: O índice de VBP (R\$/km²) foi calculado a partir da razão entre o Valor Bruto da Produção (VBP) das culturas de soja e milho em 2024 e a área territorial de cada Unidade da Federação (km²) da região Sul e Centro-Oeste, com base nos dados oficiais do IBGE (2024). O indicador reflete a intensidade produtiva relativa de cada estado, permitindo comparações entre unidades federativas de diferentes dimensões territoriais.

Esses dados evidenciam não apenas a expressiva participação do Paraná na formação do VBP nacional, mas também sua importância estratégica no contexto da

produção agropecuária brasileira. Esse destaque não pode ser compreendido apenas em termos estatísticos: ele está diretamente ligada à relação entre território, recursos naturais e atividade econômica, conforme observa Leite (2004, p. 21), para quem “a atividade econômica em sua forma primitiva e mais simples decorre das relações entre o homem, com sua capacidade de trabalho físico e suas necessidades de subsistência, e a natureza, que para ele se configura como o conjunto de recursos a aproveitar e de obstáculos a vencer”.

Aplicando essa perspectiva ao caso paranaense, percebe-se que a forte base produtiva em grãos, sustentada pela interação entre agricultores, cooperativas e recursos naturais, gera desafios específicos de escoamento logístico. Essa estrutura produtiva é marcada pela diversidade, abrangendo grãos, proteínas animais e outras culturas, apoiada por cerca de 370 mil produtores distribuídos em 15 milhões de hectares. A média de 41 hectares por propriedade e a receita agrícola bruta anual aproximada de R\$ 49.500 evidenciam o peso da agricultura familiar e do sistema cooperativista no modelo paranaense (CHADDAD, 2017).

A elevada concentração da produção de soja e milho, principais *commodities* agrícolas do estado, pressiona a infraestrutura de transporte rodoviário e, em especial, o acesso ao Porto de Paranaguá, canal prioritário de exportação (IPARDES, 2024; BRASIL, 2018). Nessa configuração, a logística assume papel central para a competitividade do setor agropecuário, conectando diretamente a capacidade produtiva paranaense aos mercados internacionais.

Nesse contexto, esta dissertação tem como objetivo investigar a relação entre o volume (em toneladas) de exportação de soja e milho sobre o custo do frete rodoviário (R\$/tonelada) nas rotas Londrina-Paranaguá e Maringá-Paranaguá, no período entre agosto de 2019 e maio de 2025. Busca-se compreender como a dinâmica das exportações afeta o comportamento dos fretes, fornecendo subsídios para a comercialização e o planejamento logístico das cadeias produtivas.

2 COMERCIALIZAÇÃO DE GRÃOS E FORMAÇÃO DE PREÇOS

A dinâmica de comercialização da soja e do milho segue padrões semelhantes. O produtor define previamente o volume a ser comercializado e os períodos nos quais pretende realizar a venda de sua produção. Essa negociação pode ocorrer em

diferentes momentos: antecipadamente, ainda no período pré-plantio, ou posteriormente, após a colheita, quando os grãos já estão sob sua posse.

O processo de definição dos preços (o chamado “travamento de preços”) envolve a consideração de diversas variáveis, sendo, nesse contexto, relevante a previsão dos custos logísticos. Entre os principais fatores que influenciam essa definição estão: as cotações da Bolsa de Chicago (CBOT – *Chicago Board of Trade*), a taxa de câmbio, os prêmios de exportação, os custos de transporte e outras despesas (DIGIFARMZ, 2025), conforme detalhado na Tabela 2.

Tabela 2 – Exemplo ilustrativo da formação de preços da saca para o produtor

Item	Valor	Unidade
(a) Cotação CBOT	12,00	US\$/bushel
(b) Prêmio de Exportação no Porto	0,85	US\$/bushel
(=) Total (a) + (b)	12,85	US\$/bushel
Conversão US\$/bushel -> US\$/tonelada	36,74	
(=) Total (a) + (b)	472,16	US\$/tonelada
(c) (-) Despesas de Exportação/Fobbing Costs	17,00	US\$/tonelada
Conversão US\$/tonelada -> R\$/tonelada	5,60	
(=) Total (a) + (b) - (c)	2.548,88	R\$/tonelada
(d) (-) Despesas com Transporte	120,00	R\$/tonelada
(=) Preço Pago ao Produtor (a) + (b) - (c) - (d)	2.428,88	R\$/tonelada
Conversão R\$/tonelada -> R\$/saca	0,06	
Valor pago ao produtor, dentro do navio	145,73	R\$/saca (60kg)

FONTE: O autor (2025) com dados fictícios elaborados apenas para fins ilustrativos.

A comercialização da produção pode ocorrer por meio de negociações com cerealistas, cooperativas ou empresas *tradings*, que apresentam propostas contendo os valores de aquisição e eventuais descontos, cabendo ao produtor a decisão entre vender ou armazenar sua safra.

Nesse ponto, é importante destacar que os custos logísticos, em especial o frete rodoviário até os portos, não apenas compõem a formação do preço da saca, mas também influenciam a decisão de comercialização do produtor. Em períodos de colheita, quando há maior pressão sobre o transporte, os preços do frete tendem a subir, impactando diretamente a margem do produtor. Essa relação conecta a lógica de formação de preços agrícolas com a precificação dos serviços de transporte, que será discutida na subseção seguinte.

2.1 DINÂMICA DE PREÇOS DE FRETE E ESCOAMENTO DA PRODUÇÃO

Uma das leis econômicas mais fundamentais é a lei da oferta e da demanda. Em termos simplificados, essa lei estabelece que quanto maior a demanda por determinado bem ou serviço, maior tende a ser seu preço. Esse aumento de preço incentiva ajustes na oferta, de modo a reequilibrar o mercado em níveis considerados normais. Conforme afirmam Abel, Bernanke e Croushore (2008, p. 12), “os preços devem ajustar-se com rapidez suficiente para manter o equilíbrio, uma situação em que as quantidades procuradas e ofertadas são iguais, em todos os mercados. Nos mercados em que a quantidade demandada excede a quantidade ofertada, os preços devem elevar-se para trazer o mercado ao equilíbrio”.

De forma geral, existem duas principais formas de precificação de produtos ou serviços. A primeira corresponde ao modelo conhecido como “*cost plus*”, no qual um valor adicional (*mark-up*) é aplicado sobre os custos de produção para formar o preço final. A segunda baseia-se nos princípios da oferta e da demanda, em que os preços flutuam de acordo com o equilíbrio entre quantidade demandada e ofertada. No contexto dos serviços de transporte rodoviário, por exemplo, períodos em que a demanda supera a capacidade disponível tendem a provocar aumentos significativos nos preços, enquanto em fases de menor procura os valores se estabilizam em patamares inferiores.

Essa análise pode ser confirmada ao observar a variação dos preços desse serviço, como será detalhado nas seções subsequentes. Caso o modelo de precificação adotado fosse exclusivamente baseado em *mark-up*, a expectativa seria a manutenção de preços relativamente constantes, uma vez que os custos envolvidos no serviço apresentam pouca variação significativa. Embora os custos exerçam influência na formação do preço, esse papel é considerado secundário frente à pressão exercida pela demanda.

Considerando o exposto, o produtor ao escoar sua produção agrícola para o Porto de Paranaguá enfrenta a decisão acerca do momento mais adequado para comercializar o produto e definir o período de entrega. Para os fins deste estudo, assumiu-se que o produtor paranaense utiliza exclusivamente a logística rodoviária para o transporte até o porto, desconsiderando a adoção da multimodalidade.

Assim como ocorre com qualquer produto agrícola, o escoamento da soja para exportação apresenta caráter sazonal, diretamente relacionado ao período de colheita

e à estrutura de mercado vigente (seja *contango* ou *backwardation*), conforme exemplificado na Figura 1.

Figura 1 - Exemplo de estrutura de mercado *contango* (preço futuro > preço atual)

MONTH	OPTIONS	CHART	LAST	CHANGE	PRIOR SETTLE	OPEN	HIGH	LOW	VOLUME	UPDATED
SEP 2025 ZCU5	OPT		399'4	-2'2 (-0.56%)	-	399'4	403'0	398'2	81,912	16:37:19 CT 25 Jul 2025
DEC 2025 ZCZ5	OPT		419'0	-1'6 (-0.42%)	-	418'6	422'0	417'6	88,802	16:38:30 CT 25 Jul 2025
MAR 2026 ZCH6	OPT		436'0	-2'2 (-0.51%)	-	436'4	439'4	435'0	20,918	16:38:21 CT 25 Jul 2025
MAY 2026 ZCK6	OPT		446'2	-2'2 (-0.50%)	-	448'2	449'4	445'0	8,658	16:38:11 CT 25 Jul 2025
JUL 2026 ZCN6	OPT		452'6	-2'4 (-0.55%)	-	455'0	456'0	451'6	9,752	16:38:25 CT 25 Jul 2025

FONTE: CME GROUP (2025).

De acordo com a CME Group (2025), *contango* e *backwardation* são expressões usadas para definir estruturas da curva futura de determinado mercado. Em uma estrutura de mercado *contango*, o preço de um contrato futuro será maior do que o preço no mercado *spot*. Já em uma estrutura de mercado em *backwardation* o preço na curva futura será menor do que o preço no mercado *spot*. Na prática, um mercado *contango* tenderá a reduzir o frete no curto prazo, jogando pressão nos valores de fretes futuros, enquanto que um mercado em *backwardation*, tenderá a pressionar os fretes no curto prazo, uma vez que irá estimular os produtores a venderem seus produtos em função de uma visão de preço futuro menor do que o *spot*.

Cabe destacar, ainda, que fatores como o preço internacional da *commodity*, os prêmios de exportação, a taxa de câmbio e a demanda dos países importadores exercem influência direta sobre a comercialização do grão pelo produtor (chamado *farmer selling*). Entretanto, durante os meses de maior intensidade da colheita, especialmente em março e abril, o volume de exportação tende a ser elevado, em parte devido à capacidade limitada de armazenagem para toda a produção.

Nessa conjuntura, espera-se um aumento significativo nos preços dos fretes, que deverá persistir até que a redução do volume transportado permita a estabilização das tarifas. Esse comportamento está diretamente relacionado à sazonalidade das

safras agrícolas e à consequente concentração da demanda por transporte nos períodos de colheita e exportação.

Diante disso, a próxima subseção aprofunda o tema da sazonalidade da produção e exportação de soja e milho no Paraná, destacando como esses ciclos produtivos impactam a dinâmica logística e a formação dos preços de frete.

2.2 SAZONALIDADE PRODUTIVA DE SOJA E MILHO NO PARANÁ

Ao longo deste trabalho, destaca-se o impacto da sazonalidade da produção e da exportação de soja e milho. Considerando a vocação do estado do Paraná para a produção e a exportação de *commodities* agrícolas, apresenta-se nesta subseção a representatividade dessas culturas dentro do volume total (em toneladas) de produção de outras *commodities* agrícolas do estado. O objetivo é aprofundar a compreensão da relevância da soja e do milho em termos de volume produzido e examinar de que forma essa demanda por transporte pode impactar os preços do frete, especialmente nos períodos de pico. A expressiva participação dessas culturas provoca elevação temporária na procura por serviços de transporte, o que coincide com os períodos de colheita e de exportação.

Para esse diagnóstico, utilizou-se o Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) do IBGE, referente a agosto de 2025. Essa base é atualizada mensalmente, com dados da produção do ano anterior e projeções para o ano corrente (IBGE, 2025b). A análise considerou os dados de 2024 e as projeções para 2025. Diante disso, o Paraná produziu 79,2 milhões de toneladas em 2024 e tem previsão de produzir 89,6 milhões de toneladas em 2025. Desse total, a cana de açúcar representou 45% e 41%, respectivamente. A soja correspondeu a 24% em ambos os anos, e o milho (soma das duas safras) a 19% e 22%. Dessa forma, o complexo soja-milho totalizou 43% e 47% da produção agrícola paranaense em volume, conforme apresentado na Tabela 3.

Embora a cana de açúcar tenha peso expressivo na produção, ela não compete diretamente com a soja e o milho pelo uso da infraestrutura logística de exportação. A cana é processada nas usinas para a produção de açúcar bruto e etanol, entre outros subprodutos, e seu transporte do campo até as usinas ocorre em curtas distâncias, com veículos distintos dos utilizados na exportação.

Tabela 3 – Volume de produção, por período da safra e produto (toneladas) no Paraná - agosto de 2025

Produto	Período			
	Safra 2024	Representatividade (%)	Safra 2025	Representatividade (%)
Cereais, leguminosas e oleaginosas	37.531.600	-	46.032.000	-
Algodão herbáceo	-	-	-	-
Amendoim (1ª Safra)	7.400	0%	7.700	0%
Amendoim (2ª Safra)	-	-	-	-
Arroz	130.200	0%	136.000	0%
Aveia	166.500	0%	231.600	0%
Centeio	4.200	0%	5.300	0%
Cevada	287.200	0%	439.800	0%
Feijão (1ª Safra)	160.400	0%	339.400	0%
Feijão (2ª Safra)	665.200	1%	521.700	1%
Feijão (3ª Safra)	700	0%	500	0%
Girassol	0	0%	0	0%
Mamona	-	-	-	-
Milho (1ª Safra)	2.525.000	3%	3.055.800	3%
Milho (2ª Safra)	12.556.400	16%	17.319.200	19%
Soja	18.643.000	24%	21.331.500	24%
Sorgo	-	-	-	-
Trigo	2.363.300	3%	2.624.600	3%
Triticale	22.100	0%	18.900	0%
Banana	173.963	0%	173.393	0%
Batata - inglesa (1ª Safra)	393.700	0%	584.200	1%
Batata - inglesa (2ª Safra)	286.000	0%	314.600	0%
Batata - inglesa (3ª Safra)	-	-	-	-
Cacau	-	-	-	-
Café arábica	40.400	0%	44.700	0%
Café canephora	-	-	-	-
Cana-de-açúcar	35.839.700	45%	36.831.400	41%
Castanha-de-caju	-	-	-	-
Fumo	148.400	0%	195.100	0%
Laranja	803.250	1%	804.330	1%
Mandioca	3.664.600	5%	4.256.000	5%
Tomate	261.900	0%	266.500	0%
Uva	56.700	0%	56.872	0%
Total	79.200.213	100%	89.559.095	100%

1 - Para as Unidades da Federação que, por força do calendário agrícola, ainda não dispõem das estimativas iniciais, os dados correspondem a uma projeção obtida a partir das informações de anos anteriores;

2 - A tabela compara, a cada mês, o valor da estimativa da safra no ano, com o valor mais fidedigno conhecido da safra do ano anterior.

3 - Produtos que compõem o grupo de cereais, leguminosas e oleaginosas: algodão herbáceo (caroço de algodão), amendoim (em casca), arroz (em casca), feijão (em grão), mamona (em baga), milho (em grão), soja (em grão), aveia (em grão), centeio (em grão), cevada (em grão), girassol (em grão), sorgo (em grão), trigo (em grão) e triticale (em grão).

4 - A partir de fevereiro de 2016 utilizou-se a padronização de 61% para a conversão da produção do algodão em caroço para caroço de algodão, apenas para a totalização da produção dos cereais, leguminosas e oleaginosas.

5 - As diferenças entre soma de parcelas e respectivos totais são provenientes do critério de arredondamento.

6 - A partir de janeiro de 2018 foram retirados da divulgação os seguintes produtos: abacaxi, alho, cebola, coco-da-baía, guaraná, maçã, malva, pimenta-do-reino, sisal/agave. Os mesmos continuam sendo acompanhados na pesquisa anual da Produção Agrícola Municipal.

Fonte: IBGE, 2025b.

Com o objetivo de aproximar a análise da realidade logística, converteu-se o volume de cana de açúcar em volume efetivo de açúcar bruto a granel produzido no Paraná, conforme dados da União da Indústria de Cana-de-Açúcar e Bioenergia

(UNICADATA, 2025). Apesar de a moagem de mais de 36 milhões de toneladas de cana, a produção de açúcar foi de 2,8 milhões de toneladas. A Tabela 4 apresenta o volume teórico de produtos que competem por transporte rodoviário destinado à exportação.

Tabela 4 – Produção teórica, por período da safra e produto (toneladas) no Paraná - agosto 2025

Produto	Período			
	Safra 2024	Representatividade (%)	Safra 2025	Representatividade (%)
Cereais, leguminosas e oleaginosas	37.531.600	-	46.032.000	-
Algodão herbáceo	-	-	-	-
Amendoim (1ª Safra)	7.400	0%	7.700	0%
Amendoim (2ª Safra)	-	-	-	-
Arroz	130.200	0%	136.000	0%
Aveia	166.500	0%	231.600	0%
Centeio	4.200	0%	5.300	0%
Cevada	287.200	1%	439.800	1%
Feijão (1ª Safra)	160.400	0%	339.400	1%
Feijão (2ª Safra)	665.200	1%	521.700	1%
Feijão (3ª Safra)	700	0%	500	0%
Girassol	0	0%	0	0%
Mamona	-	-	-	-
Milho (1ª Safra)	2.525.000	5%	3.055.800	6%
Milho (2ª Safra)	12.556.400	27%	17.319.200	31%
Soja	18.643.000	40%	21.331.500	38%
Sorgo	-	-	-	-
Trigo	2.363.300	5%	2.624.600	5%
Triticale	22.100	0%	18.900	0%
Banana	173.963	0%	173.393	0%
Batata - inglesa (1ª Safra)	393.700	1%	584.200	1%
Batata - inglesa (2ª Safra)	286.000	1%	314.600	1%
Batata - inglesa (3ª Safra)	-	-	-	-
Cacau	-	-	-	-
Café arábica	40.400	0%	44.700	0%
Café canephora	-	-	-	-
Cana-de-açúcar	2.765.000	6%	2.765.000	5%
Castanha-de-caju	-	-	-	-
Fumo	148.400	0%	195.100	0%
Laranja	803.250	2%	804.330	1%
Mandioca	3.664.600	8%	4.256.000	8%
Tomate	261.900	1%	266.500	0%
Uva	56.700	0%	56.872	0%
Total	46.125.513	100%	55.492.695	100%

Fonte: O autor (2025) com dados do IBGE, 2025b.

Com base nesse novo rol de dados da Tabela 4, contemplando um ajuste do volume de produção de açúcar, a representatividade da soja e do milho alcança 73% e 75% para os anos de 2024 e 2025, respectivamente. Esses resultados evidenciam o peso dessas *commodities* no total de produtos movimentados e o consequente impacto sobre a demanda logística estadual.

Ressalta-se que a Tabela 4 tem caráter teórico, pois substitui o volume de cana de açúcar pelo volume de açúcar efetivamente produzido no estado. Essa

substituição reflete a estrutura logística compartilhada entre soja, milho e açúcar, que utilizam caminhões, armazéns e sistemas de exportação semelhantes - o que não ocorre com a cana *in natura*.

Outra dimensão de destaque para compreender a sazonalidade é o calendário de plantio e colheita das principais *commodities* destinadas à exportação, conforme o Sifreca (2025), apresentado no Quadro 1.

Quadro 1 - Calendário de sazonalidade das principais *commodities* destinadas à exportação - 2025

	Janeiro		Fevereiro		Março		Abril		Maio		Junho		Julho		Agosto		Setembro		Outubro		Novembro		Dezembro	
	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui	1ª Qui	2ª Qui
Milho 1ª Safra						C	C																	
Milho 2ª Safra					P	P												C	C		P	P		
Soja				C	C																	P	P	
Trigo									P	P								C	C					
Cana de Açúcar																								

■ Plantio
■ P Plantio Intenso
■ Colheita
■ C Colheita Intensa

Fonte: O autor (2025) com dados do SIFRECA (2025).

De acordo com o Quadro 1, a primeira safra de milho, denominada “milho verão” ou “milho safra”, apresenta período de colheita concentrado próximo ao da soja. A segunda safra, chamada “milho inverno” ou “safrinha” (atualmente superior em volume à safra principal), tem colheita simultânea à do trigo. Durante a colheita de milho e soja também ocorre a produção de açúcar, cujo ano-safra se estende de abril a março do ano seguinte, com pico entre abril e setembro.

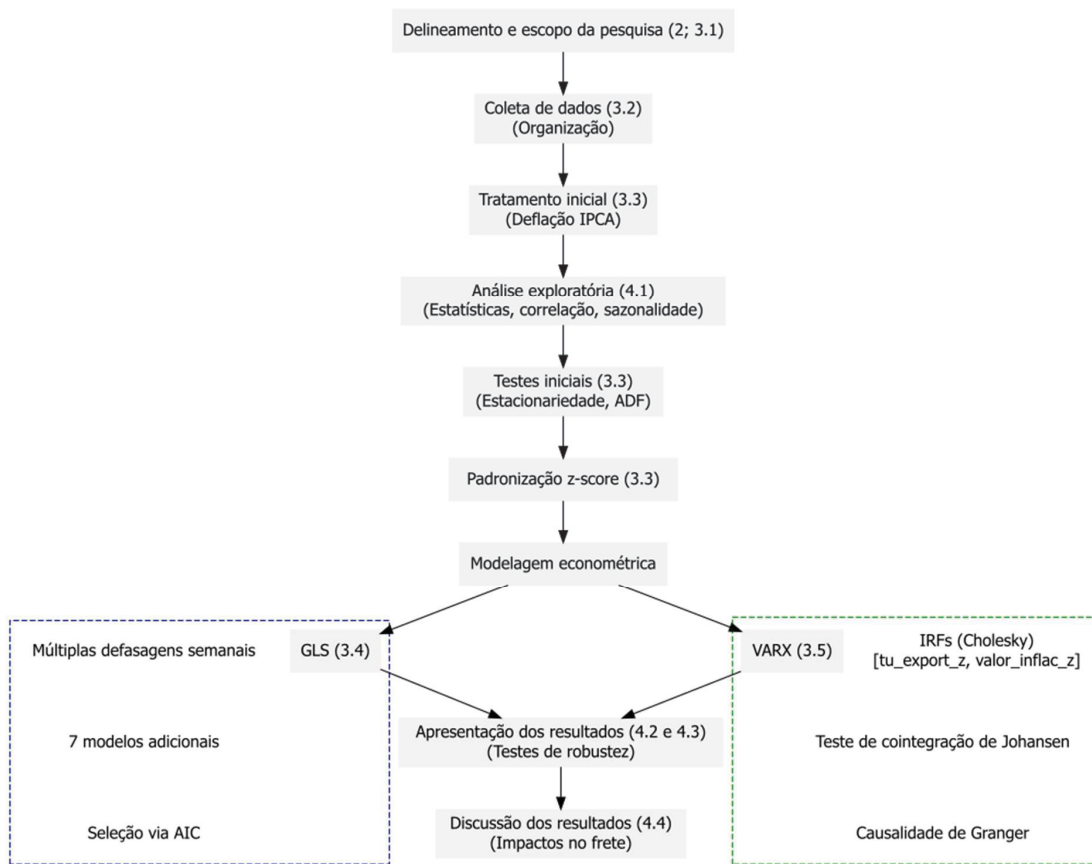
Essa simultaneidade das safras evidencia o impacto da sazonalidade da demanda na formação dos preços de frete para exportação. Tal comportamento constitui elemento determinante para a análise dos fatores que associam o volume exportado às flutuações dos custos logísticos.

A partir disso, a seção seguinte apresenta os procedimentos metodológicos utilizados nesta pesquisa, com o objetivo de investigar o possível impacto do volume de exportação de soja e milho, assim como do preço do litro do diesel, sobre o custo do frete rodoviário (R\$/tonelada) na rota entre Londrina e Maringá até o Porto de Paranaguá, no período entre agosto de 2019 e maio de 2025.

3 MATERIAIS E MÉTODO

Neste capítulo são descritos o delineamento do estudo, as etapas de coleta e tratamento dos dados, as técnicas de análise utilizadas, bem como as extensões e diagnósticos necessários para a validação dos modelos, seguindo o fluxo da Figura 2.

Figura 2 - Fluxo de procedimentos da pesquisa



FONTE: O autor (2025)

3.1 DELINEAMENTO E ESCOPO DA PESQUISA

O estudo foi desenvolvido com o objetivo de investigar fatores associados¹ à formação do valor do frete rodoviário (R\$/toneladas) em duas rotas estratégicas: Londrina-Paranaguá e Maringá-Paranaguá, no período compreendido entre agosto de 2019 e maio de 2025. A variável dependente considerada foi o valor do frete semanal (R\$/toneladas) e, em seguida, padronizado em escore z (*valor_z*), obtido em frequência semanal. Esse procedimento permitiu eliminar efeitos de escala e tornar a variável comparável entre as diferentes rotas analisadas. Formalmente, a transformação foi realizada conforme a equação a seguir:

$$valor_z = \frac{(valor_frete - \mu)}{\sigma} \quad (1)$$

em que:

valor_frete representa o valor semanal do frete;
 μ corresponde à média da série;
 σ ao desvio-padrão.

A análise foi conduzida separadamente para cada rota, de forma a preservar a comparabilidade dos resultados, e o mesmo procedimento de padronização foi aplicado às demais variáveis incluídas nos modelos econométricos.

3.2 FONTES DE DADOS E VARIÁVEIS UTILIZADAS

As variáveis analisadas estão detalhadas no Quadro 2, sendo as principais o preço do frete (R\$/tonelada) - *valor_z* e a quantidade de toneladas de milho e soja exportadas no Paraná - *tu_export_z*, e as secundárias o preço do diesel e a média semanal do dólar.

¹ Portanto, esclarece-se que não foi o escopo deste trabalho realizar previsões dos preços dos fretes, mas compreender as variáveis que poderiam impactá-lo.

Quadro 2 - Variáveis

Variável ²	Descrição
valor_z_t	Valor do frete padronizado na semana <i>t</i> .
lag_valor_z_{t-1}	Valor defasado da variável dependente (frete), na semana anterior.
diff_preco_diesel_t	Variação semanal do preço do diesel, capturando os custos diretos com combustíveis.
tu_export_z_t	Taxa de utilização da capacidade de exportação (padronizada), representando a pressão da demanda logística.
diff_media_dolar_t	Variação na cotação média do dólar, utilizada como proxy para custos do comércio internacional e precificação de <i>commodities</i> .
factor(semána)	Efeitos fixos semanais, controlando a sazonalidade intra-anual.
factor(ano)	Efeitos fixos anuais, controlando variações estruturais entre anos.

FONTE: O autor (2025)

Os dados de frete e exportações foram fornecidos por uma empresa do setor, cujas informações não podem ser divulgadas publicamente, enquanto os preços do litro de diesel (S500 e S10) foram obtidos junto à Petrobras (2025), com base na tabela de preços da base Araucária. A cotação diária do dólar foi obtida junto ao Banco Central do Brasil (BCB, 2025) e convertida em médias semanais, sendo considerada como *proxy* de custos internacionais.

Para capturar outras características e efeitos econômicos, foram criadas variáveis derivadas:

- lag_valor_z: valor do frete padronizado na semana anterior, refletindo a persistência temporal dos preços no curtíssimo prazo, típica de modelos autorregressivos (GUJARATI, 2011);
- diff_preco_diesel e diff_media_dolar: variações semanais do preço do diesel e da cotação média semanal do dólar, representando alterações nos custos diretos de transporte e nos custos internacionais de insumos e commodities.

Além disso, variáveis temporais referentes à semana (factor(semána)) e ao ano (factor(ano)) foram incluídas como potenciais efeitos fixos, para captar sazonalidades intra-anuais e variações estruturais entre anos.

² Na etapa descritiva, todas as variáveis monetárias foram apresentadas em termos reais, apenas para fins de comparação temporal. Entretanto, na análise econométrica, utilizaram-se valores nominais, pois, em termos reais, analisa-se o poder de compra (ou o valor intrínseco do bem), enquanto os valores nominais representam o preço efetivamente praticado - o que é mais adequado ao objetivo de avaliar a dinâmica de formação do frete. Cabe destacar, ainda, que nos modelos econométricos, as variáveis foram padronizadas de modo a eliminar possíveis vieses decorrentes exclusivamente das distintas escalas de mensuração (por exemplo, toneladas e preços em reais).

3.3 PREPARAÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS

As séries temporais foram organizadas em ordem cronológica, com a identificação da semana e do ano correspondentes a cada observação. Quando necessário, calcularam-se médias semanais a partir dos anos da amostra.

Para a descrição e análise exploratória, os valores monetários foram inicialmente apresentados de forma deflacionada, com base no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA, junho/2025), disponibilizado pelo IBGE (2025a), apenas com o intuito de ilustrar a evolução dos preços reais ao longo do tempo.

Nos modelos econométricos, entretanto, adotaram-se os valores nominais padronizados, uma vez que o objetivo é analisar a dinâmica efetiva dos preços dos fretes, tal como observada no momento de sua realização, sem o ajuste por inflação. Essa escolha permite preservar a variação nominal e captar com maior precisão os movimentos de curto prazo do mercado de transporte.

Além disso, para incorporar a inércia temporal no processo de formação do frete, foi incluída a defasagem de uma semana da variável dependente (`lag_valor_z`), conforme recomendado por Gujarati (2011). Essa variável busca capturar a persistência temporal dos preços, refletindo o efeito das variações passadas sobre os valores atuais.

Para garantir a adequação do modelo aos pressupostos das séries temporais, foi realizado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) em todas as variáveis numéricas, seguindo Elliott, Rothenberg, Stock (1992) e Gujarati (2019):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

- β_1 é o intercepto;
- β_2 o coeficiente da tendência determinística;
- ρ verifica a presença de raiz unitária;
- m indica o número de defasagens para que o erro seja ruído branco;
- A hipótese nula ($H_0: \rho = 0$) indica que a série é não estacionária

Esse procedimento permite verificar a presença de raiz unitária, indicativa de não estacionariedade. Segundo Gujarati e Porter (2011), a maioria dos modelos com séries temporais pressupõe estacionariedade, condição na qual as propriedades estatísticas (média, variância e autocovariância) permanecem constantes ao longo do tempo.

Os resultados dos testes indicaram que a variável dependente valor_z de ambas as bases de dados (Londrina e Maringá) e a variável tu_export_z (toneladas exportadas) apresentaram estacionariedade ao nível de 5% de confiança (p-valor < 0,05). Por outro lado, as variáveis preco_diesel_z e media_dolar_z não rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária, indicando não estacionariedade. Essas séries foram transformadas pela primeira diferença (TEIXEIRA, LOSEKANN, RODRIGUES; 2020), de modo a representar variações semanais:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} \quad (3)$$

em que:

- ΔX_t representa a variação semanal da série;
- X_t é o valor observado na semana t;
- X_{t-1} corresponde ao valor observado na semana anterior.

Assim, obtiveram-se as variáveis diff_preco_diesel e diff_media_dolar, que representam as variações semanais no preço do diesel e na taxa de câmbio, respectivamente. Novos testes ADF destacaram a estacionariedade das séries transformadas (p-valores < 0,01). Observações com valores ausentes, decorrentes do processo de diferenciação, foram removidas para garantir a consistência do conjunto de dados, totalizando 576 observações (Londrina e Maringá).

Por fim, procedeu-se à padronização de todas as variáveis contínuas em escores z:

$$Z(X_t) = \frac{(X_t - \mu_x)}{\sigma_x} \quad (4)$$

em que:

- X_t representa o valor observado da variável X no tempo t;
- μ corresponde à média da série;
- σ ao desvio-padrão.

Esse procedimento teve como finalidade uniformizar as escalas, permitindo que cada variável fosse expressa em desvios-padrão em relação à sua média, o que facilita a interpretação dos coeficientes.

3.4 ESPECIFICAÇÃO DOS MÍNIMOS QUADRADOS GENERALIZADOS

Devido ao caráter temporal da variável dependente e à presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, optou-se pela utilização do método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Esse método permite estimativas eficientes ao incorporar uma estrutura autorregressiva de primeira ordem

(AR(1)) para modelar a correlação serial dos erros, corrigindo, assim, possíveis violações das hipóteses clássicas dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO (GUJARATI; PORTER, 2011; WOOLDRIDGE, 2013). O modelo geral (modelo_com_lag) é representado pela equação a seguir, a fim de extrair a tendência estocástica da série (ELLIOTT, ROTHENBERG; STOCK; 1992):

$$modelo_{com_lag} = valor_z = \beta_0 + \beta_1 lag_{valor_z,t-1} + \beta_2 diff_{diesel_t} + \beta_3 tu_{export_z} + \beta_4 diff_{media_dolar_t} + factor_{semana} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que:

valor_z_t é o valor padronizado do frete na semana t;
lag(valor_z)_{t-1} é o valor defasado do frete (semana anterior);
diff_preco_diesel_t é a variação semanal do preço do diesel;
tu_export_z_t é a taxa padronizada de utilização da capacidade de exportação;
diff_media_dolar_t é a variação na cotação média do dólar;
factor(semana) representa os efeitos fixos semanais, capturando a sazonalidade intra-anual;
factor(ano) são os efeitos fixos anuais, controlando variações estruturais entre os anos;
ε_t é o termo de erro.

Diante disso, modelo inicial (modelo_com_lag) incluiu como variáveis explicativas: a defasagem do frete (lag_valor_z), a variação do preço do diesel (diff_preco_diesel), o volume exportado padronizado (tu_export_z), a variação cambial (diff_media_dolar) e efeitos fixos semanais (factor(semana)), que podem controlar possíveis flutuações sazonais recorrentes não capturadas pelas demais variáveis.

Essa abordagem possibilita avaliar simultaneamente efeitos inerciais e impactos de fatores econômicos externos e sazonais sobre o comportamento do preço do frete. Como destacado por Gujarati (2011), a inclusão de variáveis defasadas - especialmente da variável dependente - caracteriza o modelo como dinâmico, sendo uma forma de incorporar a trajetória da variável ao longo do tempo. Todavia, ressalta-se que a presença de valores defasados pode gerar multicolinearidade, uma vez que variáveis defasadas sucessivas tendem a ser altamente correlacionadas entre si.

3.4.1 Redução do modelo e diagnósticos iniciais

Após a estimação do modelo completo (modelo_com_lag), e considerando o objetivo geral desta pesquisa, foi conduzida uma análise de variância (ANOVA) com o objetivo de verificar a significância estatística das variáveis explicativas. Com base nos resultados obtidos, testou-se uma versão reduzida do modelo inicial (modelo_reduzido - 2), mantendo apenas as variáveis estatisticamente significativas

em nível mais robusto³: a defasagem do frete (lag_valor_z) e o volume exportado (tu_export_z).

$$modelo_{reduzido} = modelo\ 2 = valor_{z,t} = \beta_0 + \beta_1 lag_{valor_{z,t-1}} + \beta_3 tu_{export_z} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que:

$valor_z_t$ é o valor padronizado do frete na semana t ;
 $lag(valor_z)_{t-1}$ é o valor defasado do frete (semana anterior);
 $tu_export_z_t$ é a taxa padronizada de utilização da capacidade de exportação;
 ε_t é o termo de erro.

Essa versão foi novamente estimada com o intuito de avaliar se um modelo mais parcimonioso manteria adequada capacidade explicativa, com menor complexidade.

Para examinar a validade dos pressupostos da regressão, foram realizados diagnósticos gráficos dos resíduos. A verificação de homocedasticidade e linearidade foi conduzida a partir do gráfico de resíduos normalizados em função dos valores ajustados, assim como por meio do teste *studentized Breusch-Pagan*. Posteriormente, a normalidade dos resíduos também foi avaliada por meio do gráfico de probabilidade normal (*Q-Q plot*). A análise da função de autocorrelação (*ACF*) dos resíduos confirmou a adequação da estrutura *AR(1)*.

3.4.2 Análise de defasagens múltiplas

Dando continuidade à exploração dos dados na lógica dos MQG, foram conduzidas simulações adicionais com o intuito de aprofundar a compreensão sobre os efeitos defasados do valor do frete, bem como de avaliar a performance de diferentes especificações do modelo.

Primeiramente, foi estimada uma série de modelos univariados com defasagens sucessivas da variável dependente $valor_z$, variando de 1 a 52 semanas (ou seja, as semanas dentro de um ano), sempre controlando pelo volume exportado (tu_export_z). Essa abordagem buscou verificar a significância estatística das diferentes defasagens semanais do frete ao longo de um ano, com base nos p-valores associados a cada termo defasado. A estrutura autorregressiva de primeira ordem (*AR(1)*) foi mantida em todas as especificações, a fim de capturar a dependência serial dos resíduos dentro de cada ano. Os resultados obtidos permitiram identificar quais

³ Embora na base de dados de Londrina as semanas tenham apresentado certa significância. Por isso, foram feitas na sequência as simulações em relação ao tempo.

lags apresentavam maior poder explicativo no modelo e, portanto, poderiam ser considerados em modelagem futura.

3.4.3 Variações do modelo inicial

Em seguida, foi realizada uma comparação sistemática entre diferentes especificações do modelo de regressão (modelo_com_lag), por meio da estimação de uma série de sete outros MQG, conforme listados no Quadro 2, sendo que do 1 ao 5 não há efeitos fixos.

Quadro 3 - Modelos estimados

Modelo	Fórmula
modelo_com_lag	valor_z ~ lag_valor_z + diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar + factor(semana)
1	valor_z ~ lag_valor_z
2	valor_z ~ lag_valor_z + tu_export_z
3	valor_z ~ lag_valor_z + tu_export_z + diff_preco_diesel
4	valor_z ~ lag_valor_z + diff_preco_diesel + diff_media_dolar
5	valor_z ~ lag_valor_z + diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar
6	valor_z ~ lag_valor_z + diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar + factor(ano)
7	valor_z ~ lag_valor_z + diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar + factor(ano) + factor(semana)

FONTE: O autor (2025)

As especificações variaram desde modelos mais simples, com apenas uma variável explicativa (como lag_valor_z), até modelos mais completos, que incluíam múltiplas covariáveis e efeitos fixos anuais e sazonais (factor(ano) e factor(semana)), como se pôde visualizar no Quadro 3. Cada fórmula foi estimada separadamente e os resultados foram reunidos para fins de comparação.

Para avaliar e comparar o desempenho relativo das especificações, foram utilizados dois critérios principais: a significância estatística dos coeficientes estimados e o critério de informação de Akaike (AIC). Inicialmente, os coeficientes estatisticamente significativos ($p < 0,05$) foram extraídos e visualizados por meio de gráficos com intervalos de confiança, a fim de identificar quais variáveis contribuíam para explicar as variações no valor do frete. Posteriormente, os valores de AIC foram reunidos em um painel comparativo, permitindo avaliar a relação entre complexidade do modelo e ajuste estatístico.

3.5 APROFUNDAMENTO COM VETOR AUTORREGRESSIVO

Com base nos testes de estacionariedade previamente realizados e nos resultados obtidos pelos modelos MQG, a análise foi aprofundada por meio da aplicação de um modelo de Vetor Autorregressivo com variáveis exógenas (VARX), visando capturar de forma mais abrangente a relação intertemporal entre o volume exportado e o preço do frete. Nesse novo modelo, as variáveis *valor_z* (preço do frete, em R\$/tonelada transportada) e *tu_export_z* (pressão da demanda logística, expressa em toneladas exportadas de milho e soja) foram especificadas como **endógenas**, enquanto *diff_preco_diesel* e *diff_media_dolar* foram incluídas como **exógenas**. Todas as variáveis permaneceram padronizadas em escore z, conforme descrito nas seções anteriores.

3.5.1 Especificação do sistema VARX

O modelo adicional segue a forma VARX:

$$modelo_{VAR} = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-1} + B x_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que:

- y_t representa o vetor das variáveis endógenas [*valor_z*, *tu_export_z*];
- X_t agrupa as variáveis exógenas;
- c é o vetor de interceptos (constantes do sistema);
- Cada matriz A_i contém os coeficientes que capturam o efeito do passado de *valor_z*; *tu_export_z* sobre seus valores atuais;
- ε_t são os resíduos do sistema.

Neste estudo, o modelo pode ser expresso como:

$$modelo_{VAR} = \begin{bmatrix} valor_z \\ tu_{export_z} \end{bmatrix} = c + \sum_{i=1}^p A_i \begin{bmatrix} valor_z \\ tu_{export_z} \end{bmatrix}_{t-1} + B \begin{bmatrix} diff_media_dolar \\ diff_preco_diesel \end{bmatrix}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

A ordem de defasagem p foi definida considerando intervalos de 1 a 12 semanas, com base em simulações MQG e em Lütkepohl (2013), que recomenda um número suficiente de defasagens sem sobreparametrização, sendo o critério Akaike (AIC) utilizado para equilibrar detalhamento e parcimônia (ASSUNÇÃO; RIBEIRO, 2024). Para complementar, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen (K=5 para os dados de Londrina e k=3 para os de Maringá), indicando a presença de relação de longo prazo entre preço do frete e quantidade exportada, embora a análise de curto

prazo tenha sido conduzida com o VARX⁴ utilizando as defasagens selecionadas. Em seguida, realizaram-se testes de diagnóstico de autocorrelação (LM/Portmanteau), estabilidade (raízes do polinômio característico), normalidade (Jarque-Bera) e heterocedasticidade (ARCH).

As funções impulso-resposta (IRFs) foram estimadas por decomposição de Cholesky com a ordenação [tu_export_z, valor_z], assumindo que choques na demanda logística impactam imediatamente o preço do frete, enquanto variações no frete não afetam de forma contemporânea o volume exportado, devido à rigidez de curto prazo nas decisões de escoamento (LESSA, 2015). Nesse contexto, as IRFs permitem avaliar a transmissão de choques entre as variáveis ao longo do tempo (ALVIM, 2008).

Por fim, a análise incluiu a avaliação da causalidade⁵ de Granger (GRANGER, 1969; GUJARATI, 2019) para verificar a precedência temporal entre exportações e preço do frete. Segundo Loures, Alvim e De Lima (2013), a causalidade de Granger indica se os valores defasados de uma variável contribuem para explicar variações em outra, aprimorando a predição em relação ao uso exclusivo dos valores passados da própria variável.

Com a especificação do modelo adicional definida, passa-se à apresentação dos resultados. Nessa próxima etapa, serão examinadas as conexões entre as variáveis, permitindo identificar tanto os fatores que explicam o preço do frete (R\$/tonelada) quanto os índices de ajuste ao longo do tempo.

⁴ Apesar de o teste de Johansen indicar certa cointegração entre as variáveis, optou-se por utilizar o VARX, pois o objetivo foi analisar a dinâmica de curto prazo entre o preço do frete e exportações. O VECX seria mais adequado para estudos que objetivam examinar o ajuste de longo prazo ao equilíbrio entre as séries (Lütkepohl, 2013; Enders, 2014).

⁵ Embora a noção de causalidade em modelos econométricos não deva ser interpretada de forma estrita, já que múltiplos fatores não observados podem afetar as variáveis, a causalidade de Granger é comumente usada para indicar precedência temporal entre séries (GUJARATI, 2019). De acordo com Loures, Alvim e De Lima (2013), a causalidade de Granger verifica se os valores defasados de uma variável contribuem para explicar variações em outra, ou seja, se incluir os valores passados de uma variável melhora a predição da regressanda em relação ao uso apenas de seus próprios valores passados. Nesta pesquisa, sua aplicação é realizada com cautela, evitando interpretações indevidas ou propagando "causalidades espúrias".

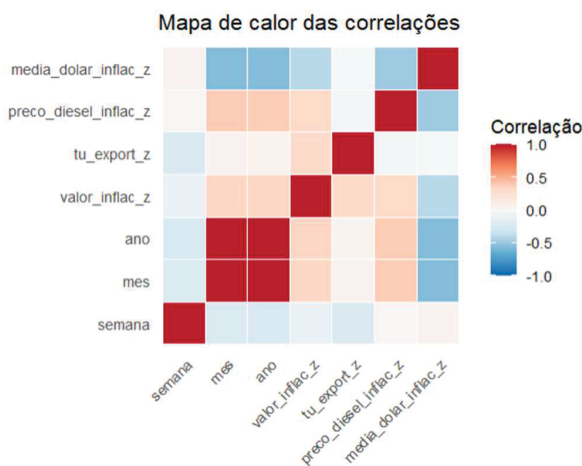
4 RESULTADOS

Este capítulo apresenta a exploração e análise dos dados coletados com o intuito de investigar a relação do volume de exportação de soja e milho no Paraná sobre o frete rodoviário (em R\$/tonelada) nas rotas Londrina/Maringá-Porto de Paranaguá, no período de agosto de 2019 a maio de 2025. Inicialmente, realiza-se uma exploração dos dados, com destaque para a verificação de possíveis impactos sazonais relacionados às características das *commodities* transportadas. Em seguida, são apresentados os resultados dos modelos econométricos aplicados, acompanhados da interpretação do papel das variáveis sobre o preço do frete, e, por fim, discutem-se simulações complementares.

4.1 EXPLORAÇÃO E ANÁLISE INICIAL DOS DADOS

Para alcançar esse objetivo, analisou-se a matriz de correlação (Gráfico 3) a fim de avaliar as relações entre as variáveis principais e secundárias (vide seção 3.2). O valor do frete ajustado pela inflação⁶ (*valor_inflac*) apresenta correlação positiva moderada com o preço do diesel ajustado (*preco_diesel_inflac*, 0,32) e correlação negativa com a média do dólar ajustada (*media_dolar_inflac*, -0,40), indicando que variações nesses custos podem influenciar diretamente o valor do frete.

Gráfico 3 - Correlação das variáveis



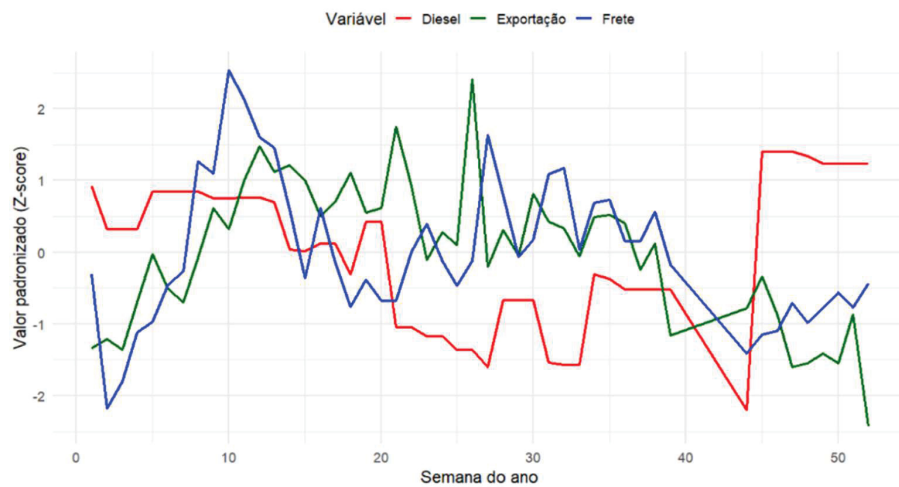
FONTE: O autor (2025)

⁶ Nesta etapa descritiva, ressalta-se que todas as variáveis monetárias foram apresentadas em termos reais, apenas para fins de comparação temporal.

O valor do frete também apresenta correlação positiva com as toneladas exportadas ($tu_export, 0,31$), o que sugere possível relação do volume de exportações sobre os custos logísticos. Por sua vez, a média do dólar ajustado demonstra correlação negativa com a maioria das variáveis, especialmente com os indicadores temporais mês e ano ($-0,56$), o que indica uma tendência de redução no período analisado. Essas correlações não implicam causalidade, mas fornecem subsídios para análise.

Para melhor compreensão da sazonalidade semanal ao longo do período amostral, o Gráfico 4 demonstra que o frete entre Londrina e Paranaguá apresenta variação sazonal expressiva, com valores superiores à média entre as semanas 10 e 13, coincidindo com o aumento das exportações nesse intervalo, o que mostra uma possível relação entre a demanda por transporte e a intensificação das atividades exportadoras.

Gráfico 4 – Sazonalidade média semanal de Londrina (2019-2025)

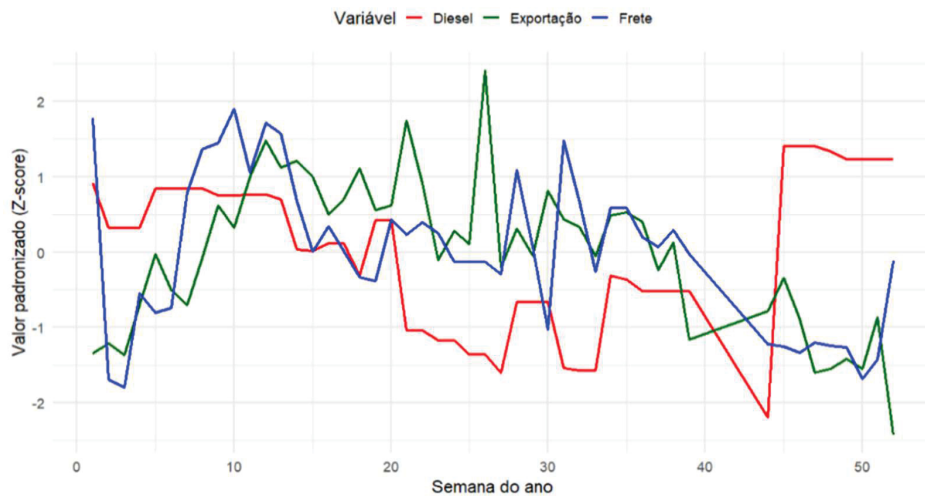


FONTE: O autor (2025)

Nota 3: Comparação dos valores médios padronizados (z-score) do preço do litro do *diesel*, das toneladas exportadas e do preço por tonelada do frete da cidade até o Porto de Paranaguá

A análise da sazonalidade semanal ao longo dos anos para a rota Maringá-Paranaguá (Gráfico 5) revela padrão semelhante ao observado na rota Londrina-Paranaguá.

Gráfico 5 - Sazonalidade média semanal de Maringá (2019-2025)

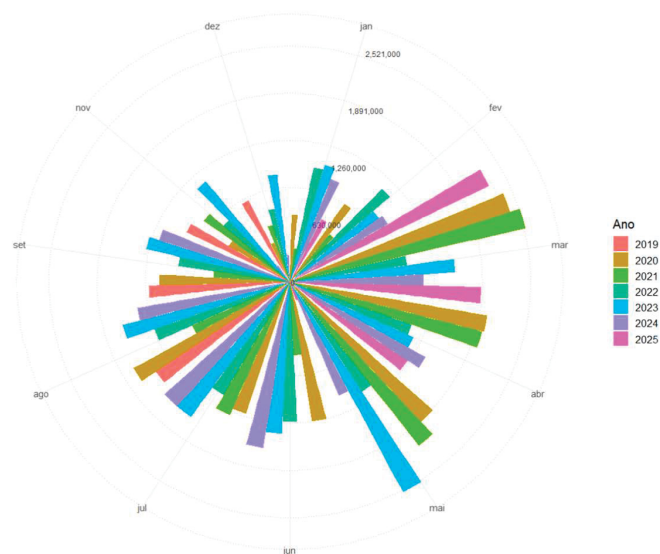


FONTE: O autor (2025)

Nota 4: Comparação dos valores médios padronizados (z-score) do preço do litro do diesel, das toneladas exportadas e do preço por tonelada do frete da cidade até o Porto de Paranaguá

A exportação de milho e soja no Paraná mantém-se acima da média principalmente entre as semanas 10 e 25 (março e junho, respectivamente), apresentando declínio médio ao longo dos anos durante o segundo semestre. Essa sazonalidade é visivelmente refletida também no Gráfico 6, que mostra a distribuição mensal das exportações ao longo dos anos em um formato polar.

Gráfico 6 - Transporte mensal em toneladas de soja e milho no Paraná* (2019 - 2025)



FONTE: O autor (2025)

Nota 5: *Nas rotas das cidades de Londrina e Maringá até o Porto de Paranaguá.

Observa-se que os volumes mais expressivos de exportação concentram-se nos meses de março, abril e maio, destacando a intensidade da movimentação no primeiro semestre, especialmente nos anos de 2020, 2021, 2023 e 2025. Por outro lado, os meses de setembro a dezembro registram menores volumes exportados, indicando uma retração típica no segundo semestre.

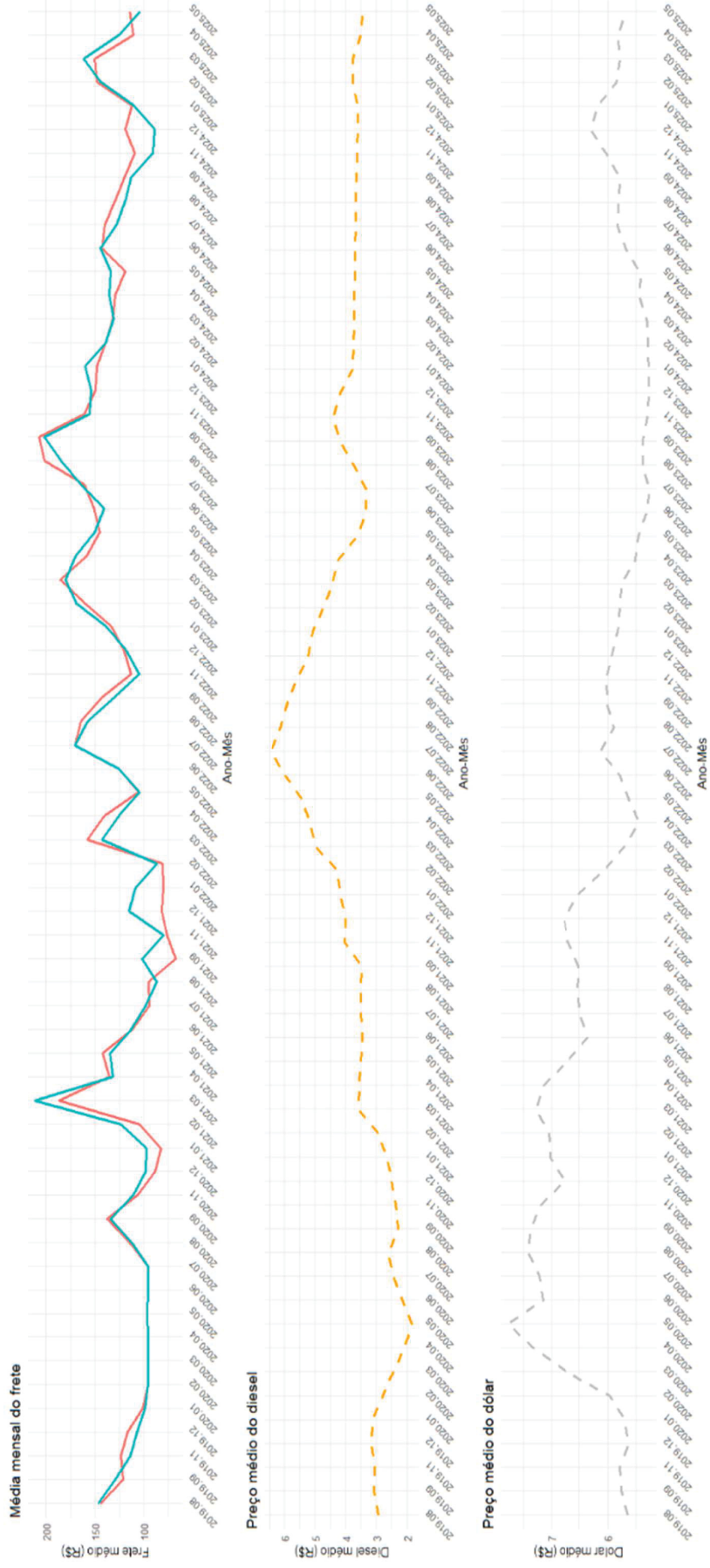
O preço do *diesel*, por sua vez, apresenta relativa estabilidade no início dos anos, com valores abaixo da média entre as semanas 20 (maio) e 40 (outubro), e elevação acentuada a partir da semana 40. Tal comportamento sugere que, embora o diesel não siga diretamente o padrão sazonal das exportações ou do frete, pode ser influenciado por fatores externos, como reajustes contratuais, políticas de preços e flutuações do mercado internacional.

Diante disso, e com o intuito de aprofundar a análise temporal das variáveis ao longo do período estudado, o Gráfico 7 apresenta a média mensal dos valores de frete ajustados pela inflação para as cidades de Londrina e Maringá, bem como a média mensal dos preços do diesel e dólar no período compreendido entre agosto de 2019 e maio de 2025.

O Gráfico 7 evidencia a existência de um comportamento sazonal recorrente nos valores médios mensais do frete nas duas rotas analisadas, como já visualizado nos Gráfico 4 e Gráfico 5. Observa-se, em especial, que os fretes tendem a apresentar elevação entre os meses de fevereiro e junho. Tal padrão reforça a hipótese de que a sazonalidade das exportações impacta diretamente os custos logísticos, elevando os preços do frete em função do aumento da demanda por transporte rodoviário de carga. Embora os valores do frete entre Maringá e Paranaguá apresentem, em alguns períodos, patamar ligeiramente superior ao observado na rota Londrina-Paranaguá, o comportamento das curvas é bastante similar ao longo do tempo, indicando que ambas as rotas respondem de maneira semelhante às flutuações de mercado.

No entanto, é possível identificar diferenças pontuais na magnitude dos fretes entre as cidades, que podem decorrer de fatores logísticos locais, como disponibilidade de frota, condições da infraestrutura viária ou distâncias relativas até o porto de Paranaguá. Ainda assim, a convergência no padrão de sazonalidade demonstra a possível incidência da quantidade de exportações agrícolas sobre a formação dos preços do frete rodoviário.

Gráfico 7 - Média mensal do frete em Londrina e Maringá, litro do diesel e cotação do dólar (2019 a 2025)



FONTE: O autor (2025)

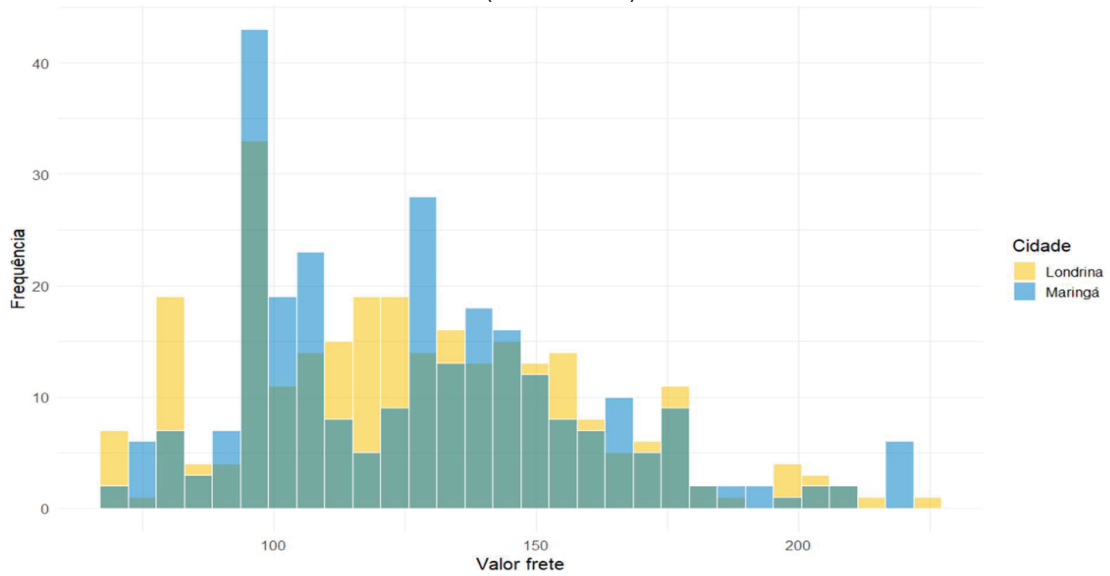
A análise da evolução mensal da cotação média do dólar, apresentada no Gráfico 7, revela comportamento distinto em relação às demais variáveis. Observa-se um movimento ascendente no valor médio semanal da moeda norte-americana entre o final de 2019 e o primeiro semestre de 2021, com picos de valorização em meados de 2020. A partir do segundo semestre de 2021 o dólar inicia trajetória de queda gradual e se eleva em 2024.

A evolução do preço médio mensal do diesel ajustado pela inflação, por sua vez, apresenta relativa estabilidade entre 2019 e o início de 2021, com preços oscilando entre R\$ 2,80 e R\$ 3,20 por litro. A partir da segunda metade de 2021, observa-se uma elevação contínua no preço do combustível, atingindo o pico em meados de 2022, com valores superiores a R\$ 6,00 por litro. A partir de 2023, o preço do diesel inicia trajetória de queda gradual.

Importante destacar que os picos no valor do frete não coincidem diretamente com os aumentos no preço do diesel, sugerindo que este último não é a principal explicação das variações sazonais do frete ao longo do tempo. Enquanto o diesel apresenta tendência de alta no biênio 2021-2022 e declínio posterior, os fretes mantêm seu padrão sazonal, com aumentos concentrados nos períodos de maior volume exportado, mesmo em momentos de estabilidade ou queda no preço do combustível.

À vista disso, para verificar individualmente as diferenças ao longo dos anos de 2019 e 2015, o Gráfico 8 permite observar a distribuição dos valores de frete para Maringá e Londrina. Nota-se que ambas as cidades concentram a maior parte dos fretes em faixas próximas, entre R\$ 90,00 e R\$ 150,00, porém com frequências distintas. Maringá apresenta um pico mais acentuado na faixa de R\$ 95,00 a R\$ 100,00, indicando maior concentração de fretes em valores mais baixos, enquanto Londrina mostra uma distribuição ligeiramente mais dispersa, com destaque para faixas levemente superiores.

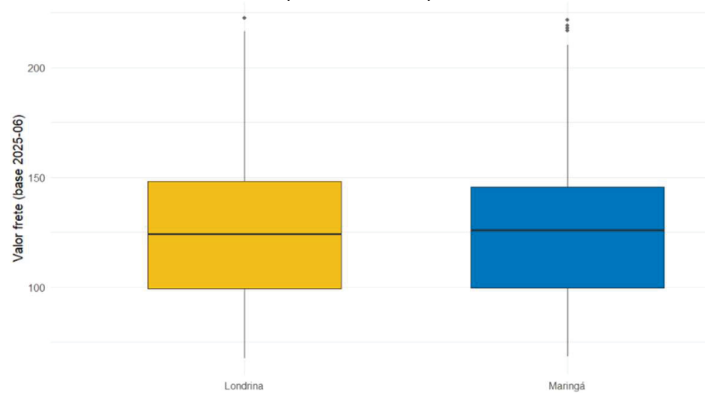
Gráfico 8 - Comparação do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Maringá e Londrina (2019 a 2025)



FONTE: O autor (2025)

O Gráfico 9, por sua vez, complementa essa análise ao evidenciar a variação dos preços e os valores medianos em cada cidade. A mediana do frete é bastante semelhante entre as duas localidades, sugerindo que, em termos centrais, os preços são próximos. No entanto, a amplitude interquartílica (diferença entre o terceiro e o primeiro quartil) é um pouco maior em Londrina, o que indica maior variabilidade nos preços praticados. Também se observa a presença de poucos valores extremos (*outliers*) em ambas as cidades, o que sugere episódios pontuais de fretes mais altos, possivelmente relacionados a demanda específica ou escassez de oferta.

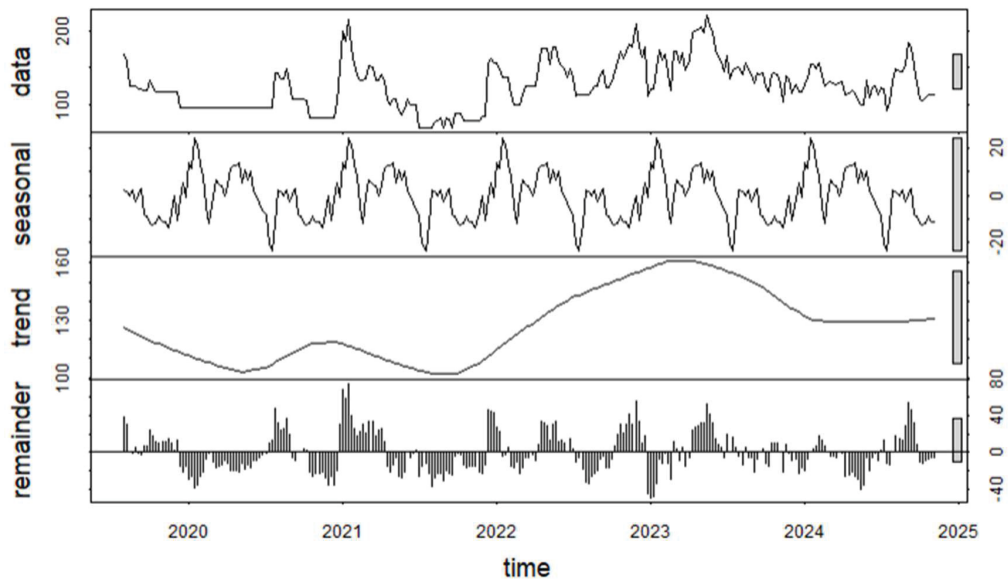
Gráfico 9 - Boxplot do preço (em R\$/tonelada) semanal dos fretes de Londrina e Maringá (2019 a 2025)



FONTE: O autor (2025)

Ademais, a decomposição da série temporal da variável do preço do frete (valor_inflac) permite identificar três componentes principais que contribuem para a compreensão do comportamento ao longo do tempo. A decomposição referente à rota Londrina-Paranaguá está apresentada no Gráfico 10.

Gráfico 10 - Decomposição do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Londrina (2019-2025)



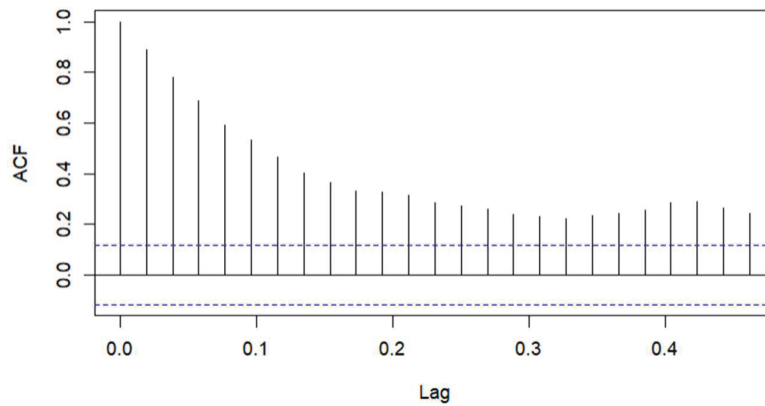
FONTE: O autor (2025)

Nota 6: A decomposição do preço semanal do frete em Londrina mostra que a série original (“data”) apresenta variações significativas ao longo do período. O componente sazonal evidencia ciclos anuais recorrentes, ligados à demanda. A tendência indica queda inicial, seguida de forte elevação até 2023, com posterior redução e estabilização. Já o resíduo (*remainder*) captura oscilações pontuais não explicadas pela tendência ou sazonalidade, associadas a possíveis choques específicos do mercado.

Observa-se, no Gráfico 10, uma tendência crescente entre meados de 2021 e 2023, seguida por uma leve queda e estabilização em 2024, o que pode indicar mudança no mercado nesse intervalo. O componente sazonal apresenta flutuações regulares e bem definidas, já o de ruído (*remainder*) exhibe variações aleatórias, com alguns picos em momentos específicos que podem refletir eventos atípicos.

Além disso, o Gráfico 11 apresenta a função de autocorrelação (ACF) da série do valor do frete inflacionado semanal na rota Londrina-Paranaguá, mostrando a correlação da série com suas próprias defasagens (*lags*).

Gráfico 11 - Autocorrelação do valor do frete (em R\$/tonelada) semanal de Londrina (2019-2025)

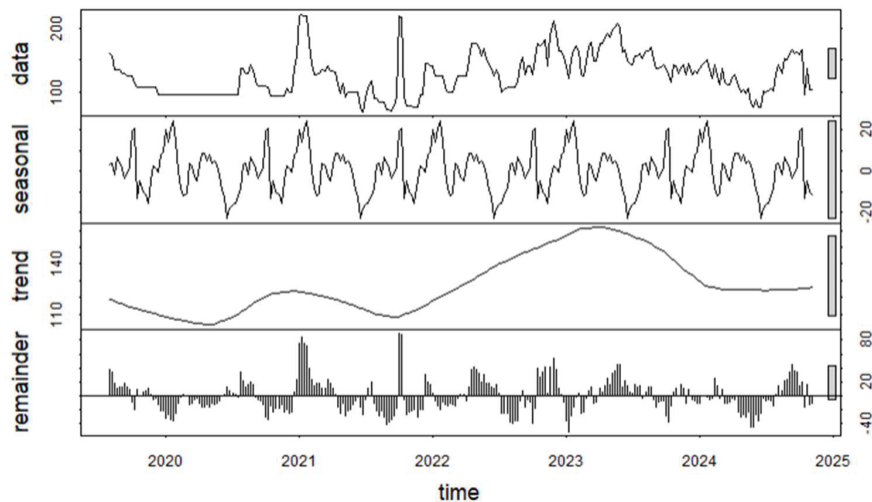


FONTE: O autor (2025)

Observa-se que as primeiras defasagens apresentam autocorrelações elevadas. Esse comportamento indica que os valores atuais do frete (inflacionado) são fortemente influenciados pelos valores passados.

No caso da rota Maringá-Paranaguá (Gráfico 12), identifica-se um padrão recorrente e bem definido ao longo do tempo, indicando a presença de flutuações regulares nos preços inflacionados do frete que se repetem ciclicamente. A tendência observada revela crescimento contínuo entre 2021 e meados de 2023, seguido de queda acentuada até o início de 2024, com posterior estabilização em patamar inferior.

Gráfico 12- Decomposição do preço (em R\$/tonelada) semanal do frete de Maringá (2019-2025)



FONTE: O autor (2025)

Nota 7: O frete em Maringá (2019-2025) apresenta oscilações marcadas, com padrão sazonal anual, tendência de queda inicial, alta até 2023 e posterior estabilização. Os resíduos indicam choques pontuais ligados a fatores de mercado.

O padrão identificado nas séries do preço do frete tanto na origem Londrina quanto em Maringá justifica a adoção de modelos que considerem a estrutura de dependência temporal.

4.2 MODELOS DE MÍNIMOS QUADRADOS GENERALIZADOS

Com isso, esta seção apresenta os resultados obtidos a partir da modelagem para explicar o preço do frete rodoviário na rota entre Londrina e/ou Maringá até o porto de Paranaguá, utilizando dados semanais entre 2019 e 2025.

O modelo inicial foi elaborado utilizando a técnica dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e incluiu tanto as variáveis⁷ principais quanto as secundárias (vide seção 3.2). Como variáveis explicativas, foram consideradas: a defasagem de uma semana do preço do frete padronizado (*lag_valor_z*); a variação semanal do preço do diesel (*diff_preco_diesel*); a taxa de utilização da capacidade de exportação (*tu_export_z*); a variação da média cambial semanal (*diff_media_dolar*); além de efeitos fixos sazonais por semana (*factor(semana)*).

Diante disso, em Londrina apenas a defasagem do valor do frete foi estatisticamente significativa a 1%, confirmando a forte inércia presente na série temporal, conforme Tabela 5. Por outro lado, a variável relacionada ao volume exportado (*tu_export_z*) apresentou significância marginal (p-valor próximo a 0,065), sendo interpretada como um possível fator suplementar na explicação das variações do frete.

Tabela 5 - Resultado modelo_com_lag em Londrina

Variável	Valor F	p-valor	Interpretação
(Intercepto)	0,0343	0,8532	Não significativa
lag_valor_z	1887,17	< 0,0001	Altamente significativa
diff_preco_diesel	0,1526	0,6964	Não significativa
tu_export_z	3,4191	0,0657	Marginalmente significativa
diff_media_dolar	0,1253	0,7236	Não significativa
factor(semana) (51 df)	0,9725	0,5318	Não significativa globalmente

FONTE: O autor (2025)

Nota 8: A tabela apresenta os resultados da análise de variância (ANOVA) do modelo com defasagem (modelo_com_lag) para a cidade de Londrina. São reportados o valor da estatística F, o respectivo p-valor e a interpretação da significância estatística de cada variável explicativa. Adotaram-se os

⁷ Nesta parte da pesquisa, optou-se pelo uso de valores nominais, pois eles refletem o preço efetivamente praticado no mercado - mais adequado para analisar a dinâmica de formação do frete.

seguintes níveis de significância: $p < 0,01$ (altamente significativa), $0,01 \leq p < 0,05$ (significativa), $0,05 \leq p < 0,10$ (marginalmente significativa) e $p \geq 0,10$ (não significativa).

Em Maringá, a semana do ano apresentou certa significância globalmente (Tabela 6) e, por isso, foram feitas simulações posteriores em ambas as bases de dados para verificar em detalhes essa questão semanal.

Tabela 6 - Resultado modelo_com_lag em Maringá

Variável	Valor F	p-valor	Interpretação
(Intercepto)	0,0457	0,8309	Não significativa
lag_valor_z	1315,79	< 0,0001	Altamente significativa
diff_preco_diesel	0,1329	0,7158	Não significativa
tu_export_z	1,3769	0,2418	Não significativa
diff_media_dolar	0,5917	0,4425	Não significativa
factor(semana) (51 df)	1,4975	0,0240	Significativa globalmente

FONTE: O autor (2025)

Nota 9: A tabela apresenta os resultados da análise de variância (ANOVA) do modelo com defasagem para a cidade de Maringá. São exibidos o valor da estatística F, o respectivo p-valor e a interpretação da significância estatística de cada variável. Adotaram-se os seguintes critérios: $p < 0,01$ (altamente significativa), $0,01 \leq p < 0,05$ (significativa), $0,05 \leq p < 0,10$ (marginalmente significativa) e $p \geq 0,10$ (não significativa). Ressalta-se que o fator semana apresentou significância global, sugerindo a presença de efeitos sazonais associados ao período de transporte.

Com o objetivo de aprimorar a parcimônia da modelagem, estimou-se uma versão reduzida, mantendo apenas as variáveis principais, ou seja, lag_valor_z e tu_export_z, eliminando os preditores não significativos. A comparação entre os modelos foi feita com base no AIC, conforme sintetizado na Tabela 7.

Tabela 7 - Comparação AIC modelo_com_lag e modelo_reduzido com dados de Londrina e Maringá

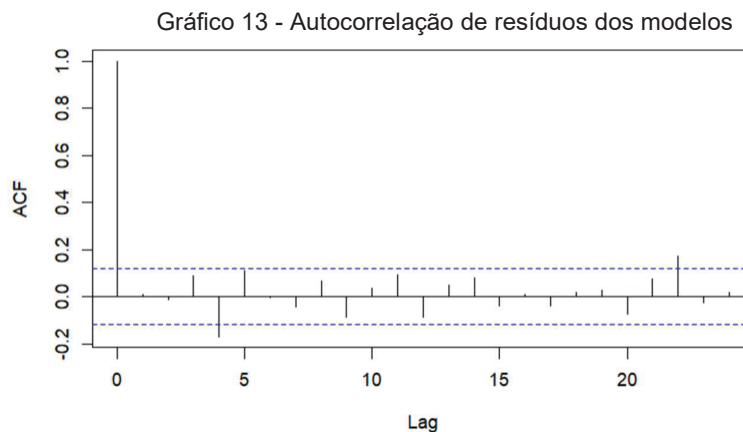
Modelo	Parâmetros	AIC_Londrina	AIC_Maringá	Interpretação
modelo_com_lag	58	446,51	513,61	Ajuste razoável, alta complexidade
modelo_reduzido	5	298,97	407,07	Melhor equilíbrio ajuste/simplicidade

FONTE: O autor (2025)

Nota 10: A tabela compara os modelos pelo número de parâmetros e pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Valores menores de AIC indicam melhor ajuste relativo, e o modelo reduzido apresentou o melhor equilíbrio entre simplicidade e ajuste.

O modelo reduzido apresentou desempenho superior, com uma expressiva redução no AIC, indicando melhor adequação estatística com menor complexidade estrutural. Logo, o modelo mais enxuto proporciona melhor equilíbrio entre qualidade do ajuste e simplicidade, evitando o risco de superajuste e maximizando a capacidade preditiva com menor ruído estatístico.

Além disso, a análise dos resíduos do modelo reduzido indicou conformidade com os pressupostos do Modelo Linear Generalizado. Os resíduos apresentaram distribuição aproximadamente simétrica e homocedástica, sem padrões sistemáticos evidentes. A função de autocorrelação (ACF) confirmou a ausência de autocorrelação remanescente significativa⁸, indicando que a estrutura AR(1) foi eficaz para controlar a dependência temporal intragrupo (ano), conforme Gráfico 13.



FONTE: O autor (2025)

Nota 11: O gráfico apresenta a função de autocorrelação (ACF) dos resíduos dos modelos. As linhas tracejadas indicam os limites de confiança de 95%; barras dentro desses limites sugerem ausência de autocorrelação significativa, indicando resíduos aproximadamente independentes.

Agora, para averiguar o impacto persistente de defasagens mais longas do preço do frete, estimou-se modelos sucessivos com *lags* de 1 a 52 semanas, sempre controlando pela variável *tu_export_z*. A Tabela 8 apresenta apenas os *lags* com p-valores estatisticamente significativos.

Tabela 8 - Significância da defasagem do preço do frete ao longo das semanas

Mês	Defasagem (semanas)	p-valor_Londrina	p-valor_Maringá
Janeiro	1	< 0,0001	< 0,0001
Janeiro	2	Xxx	0,0166
Janeiro	4	0,0152	xxx
Junho	22	0,0078	xxx
Junho	25	0,0357	xxx
Setembro	36	0,0486	xxx
Dezembro	50	0,0439	xxx
Dezembro	52	Xxx	0,0431

FONTE: O autor (2025)

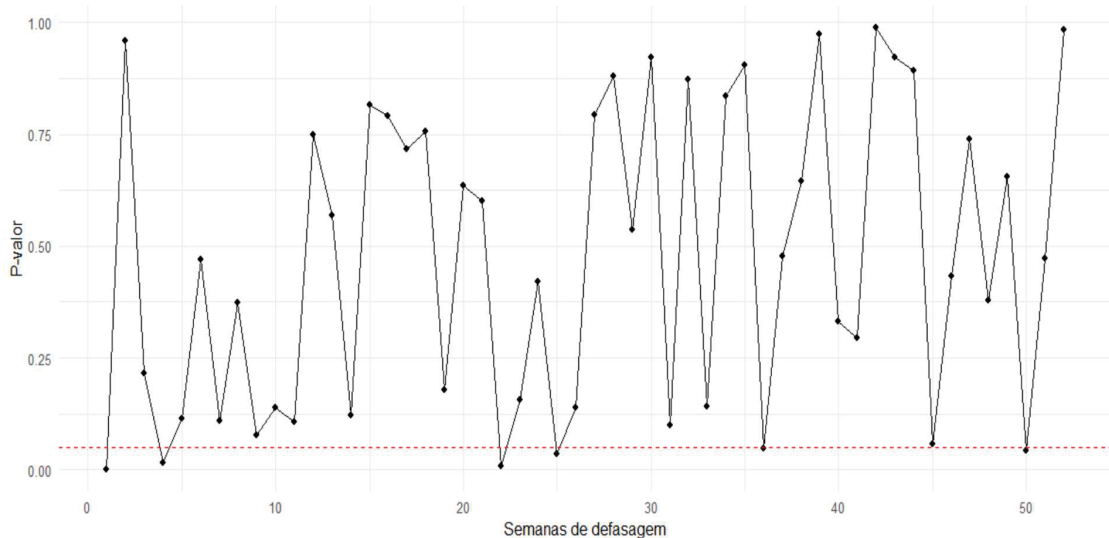
Nota 12: A tabela apresenta os meses e defasagens em semanas com p-valores significativos nos testes de autocorrelação dos resíduos. Valores de p-valor inferiores a 0,05 indicam evidência de sazonalidade nos respectivos períodos.

⁸ Tanto no modelo_com_lag, quanto no reduzido.

A análise das defasagens estatisticamente significativas revela padrões semelhantes entre as duas rotas, com destaque para o reflexo de valores passados do frete ocorridos nos meses de janeiro, junho e dezembro, no caso de Londrina, e nos meses de janeiro e dezembro para Maringá.

As demais semanas apresentam p-valor bem variado e oscila bastante, como se pode observar no Gráfico 14 e no Gráfico 15: pontos abaixo da linha vermelha ($p < 0.05$) demonstram defasagem significativa, ou seja, o preço do frete daquela semana passada tem influência estatisticamente significativa sobre o valor atual (valor_z). Por outro lado, pontos acima da linha vermelha ($p > 0.05$) demonstra defasagem não significativa.

Gráfico 14 - P-valores dos testes de significância por defasagem média semanal da variável valor_z em Londrina ao longo dos anos de 2019 a 2025

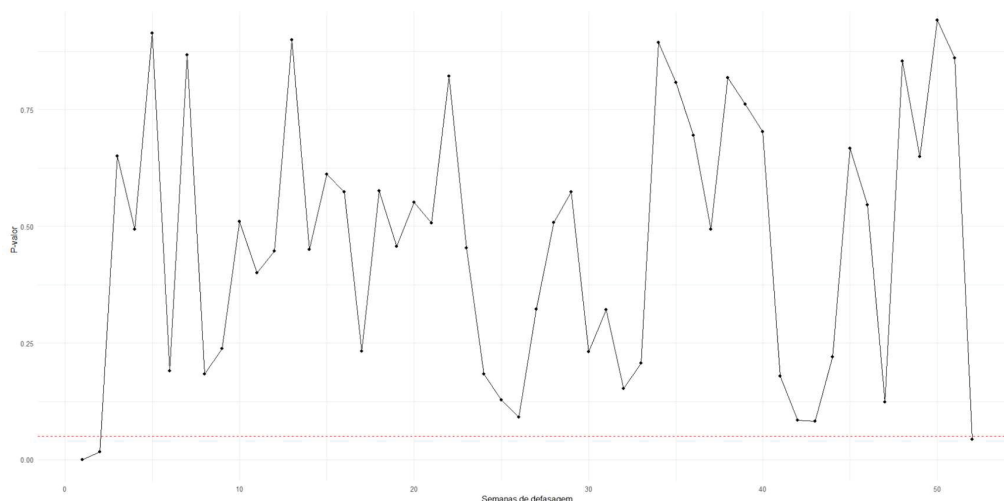


FONTE: O autor (2025)

Nota 13: O gráfico apresenta os p-valores obtidos ao testar, individualmente, as defasagens médias semanais (1 a 52) da variável valor_z com dados do frete de Londrina a Paranaguá durante todos os anos analisados, com controle das toneladas exportadas (tu_export_z). A linha tracejada em vermelho indica o nível de significância de 5%, sendo que valores abaixo desse limite sugerem defasagens estatisticamente significativas.

Nota-se que o efeito é intermitente: há algumas semanas em que o impacto reaparece, mas não de forma consistente. Por isso, partiu-se na verificação se o modelo reduzido de fato apresentaria melhor resultado do que englobar o fator semanal ou anual. Então, foram estimadas sete especificações distintas, com combinações crescentes de variáveis explicativas. O Quadro 4 resume os valores de AIC obtidos.

Gráfico 15 - P-valores dos testes de significância por defasagem média semanal da variável valor_z em Maringá ao longo dos anos de 2019 a 2025



FONTE: O autor (2025)

Nota 19: O gráfico apresenta os p-valores obtidos ao testar, individualmente, as defasagens médias semanais (1 a 52) da variável valor_z com dados do frete de Maringá a Paranaguá durante todos os anos analisados, com controle das toneladas exportadas (tu_export_z). A linha tracejada em vermelho indica o nível de significância de 5%, sendo que valores abaixo desse limite sugerem defasagens estatisticamente significantes.

Ademais, conforme apresentado no Quadro 4, o modelo 1, que inclui apenas a defasagem de uma semana do preço do frete (lag_valor_z), apresentou o menor valor de AIC tanto para a rota Londrina-Paranaguá quanto para a Maringá-Paranaguá. Esse resultado indica que a inclusão isolada da defasagem temporal de uma semana já se mostra apta para explicar a maior parte da variação no comportamento atual dos preços, sendo, portanto, o preditor mais robusto entre os avaliados. De todo modo, dada a importância do volume exportado como fator logístico, a inclusão de tu_export_z no modelo 2 também pode ser justificada, apesar do leve aumento no AIC.

Quadro 4 - AIC modelos em Londrina e Maringá

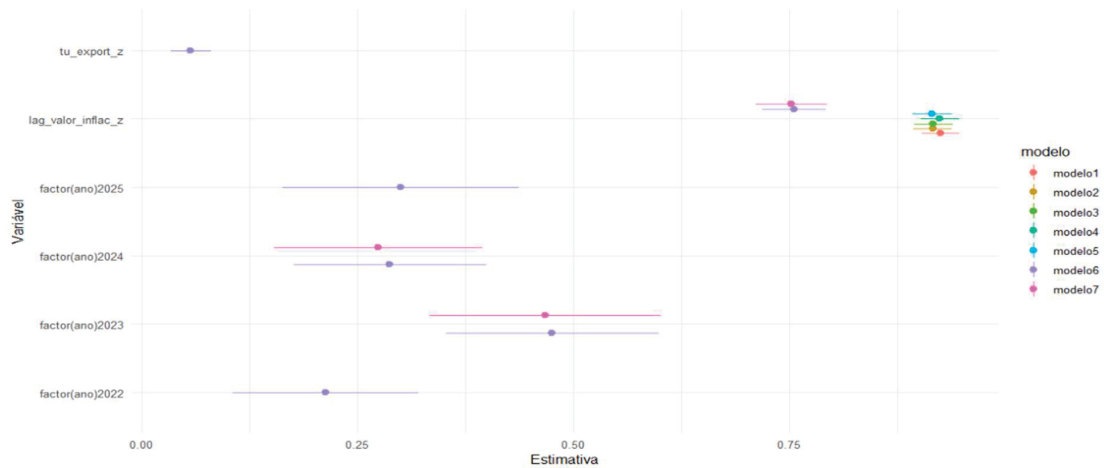
Modelo	Fórmula	AIC_Londrina	AIC_Maringá
1	valor_z ~ lag_valor_z	294,4947	400,9242
2	+ tu_export_z	298,9773	407,0764
3	+ tu_export_z + diff_preco_diesel	302,2126	409,9625
4	+ diff_preco_diesel + diff_media_dolar	302,1714	407,4055
5	+ diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar	306,5889	413,6343
6	+ diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar + factor(ano)	312,3920	418,1042
7	+ diff_preco_diesel + tu_export_z + diff_media_dolar + ano + semana	456,4800	521,6447

FONTE: O autor (2025)

Nota 20: A tabela apresenta a comparação incremental de modelos pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) em Londrina e Maringá. Valores menores de AIC indicam melhor ajuste relativo, sendo os modelos 1 e 2 o mais parcimoniosos e com melhores desempenhos.

Ademais, o Gráfico 16 apresenta as estimativas padronizadas dos coeficientes significativos dos modelos ajustados para Londrina. Verifica-se que em todos os modelos a variável defasada do preço do frete semanal (lag_valor_z) mantém-se estatisticamente significativa, indicando a presença de persistência temporal nos valores de frete.

Gráfico 16 - Estimativas de coeficientes significativos dos modelos (MQG) para Londrina

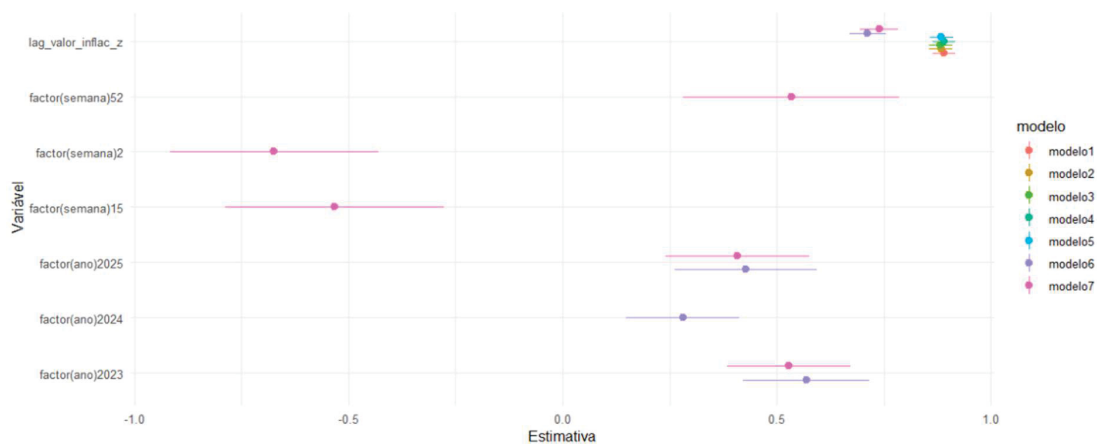


FONTE: O autor (2025)

Nota 21: Os pontos representam as estimativas de coeficientes significativamente diferentes de zero em cada modelo. As barras indicam intervalos de confiança, permitindo comparar a magnitude e a incerteza das estimativas entre modelos.

O Gráfico 17, por sua vez, indica que, em Maringá, a defasagem do preço do frete (lag_valor_z) é também significativa e consistente em todos os modelos, o que mostra a persistência temporal de curto prazo. Com a inclusão de efeitos fixos anuais (modelo 6), os anos de 2023 a 2025 tornam-se significativos, revelando comportamento atípico dos fretes nesse período.

Gráfico 17 - Estimativas de coeficientes significativos dos modelos (MQG) para Maringá



FONTE: O autor (2025)

Nota 2214: Os pontos representam as estimativas de coeficientes significativamente diferentes de zero em cada modelo. As barras indicam intervalos de confiança, permitindo comparar a magnitude e a incerteza das estimativas entre modelos.

Pode-se verificar no Gráfico 16 e no Gráfico 17, ainda, que no modelo 7, o qual inclui os efeitos fixos semanais e anuais, as semanas que apresentaram significância estatística foram distintas entre as duas localidades. Em Londrina, destacam-se os anos de 2022 a 2025, cujos efeitos estimados foram positivos e estatisticamente significativos, sugerindo um aumento sistemático no valor do frete nesses períodos. Já na rota Maringá-Paranaguá, as semanas 2 e 52 demonstraram significância estatística, indicando possível antecipação pontual da pressão sazonal sobre os preços do frete naquela localidade.

Por outro lado, a inclusão de variáveis adicionais, notadamente a variação do preço do diesel (*diff_preco_diesel*) e a variação cambial (*diff_media_dolar*), contribuiu para o aumento dos valores de AIC em ambas as rotas (vide Quadro 4). Esse acréscimo sugere a ocorrência de sobreajuste, ou seja, maior complexidade sem ganho proporcional de explicação, o que compromete a parcimônia dos modelos.

Destaca-se, ainda, que o modelo 7, que representa a especificação mais completa, foi aquele com pior desempenho segundo o AIC, tanto para Londrina quanto para Maringá. Tal evidência demonstra que a complexidade excessiva não se justifica diante dos dados disponíveis, e que modelos mais enxutos oferecem desempenho superior para a explicação dos preços do frete rodoviário no contexto analisado.

Ambas as rotas compartilham forte persistência dos preços semanais e da sazonalidade exportadora. As demais variáveis, notadamente o preço do diesel e a

taxa de câmbio, não se mostraram estáveis ou estatisticamente significativas nas estimações, evidenciando que o fator predominante do preço do frete está em seu próprio comportamento temporal.

Confirmando essa tendência, os resultados obtidos com MQG indicaram: (i) forte inércia no preço do frete, evidenciada pelo fato de que a defasagem de uma semana (lag_valor_z) se mostrou consistentemente significativa. O modelo considerando apenas essa variável apresentou o menor valor do critério Akaike (AIC) para ambas as rotas, indicando que o preço tende a se ajustar lentamente, mantendo forte dependência de seu valor na semana anterior; e (ii) efeitos sazonais ou intermitentes em defasagens mais longas, bem como contribuição marginal de toneladas exportadas de milho e soja (tu_export_z) em Londrina, sugerindo interdependência temporal entre as variáveis de interesse.

Esses achados, aliados à autocorrelação observada nas primeiras defasagens das séries de preço do frete, motivam a adoção de uma modelagem conjunta capaz de mapear possíveis relações de causalidade temporal. Nesse sentido, propõe-se a utilização de um VAR complementar ao MQG, sem substituí-lo, para aprofundar a compreensão dos mecanismos dinâmicos do sistema.

4.3 MODELO DE VETOR AUTORREGRESSIVO

Dando sequência à investigação da formação do preço do frete, o modelo de vetor autorregressivo com variáveis exógenas (VARX) foi estimado para capturar simultaneamente a interdependência temporal entre $valor_z$ e tu_export_z , incorporando também os efeitos das variáveis condicionantes $diff_preco_diesel$ e $diff_media_dolar$.

A escolha da ordem de defasagem para o VARX baseou-se nos critérios de informação: em Londrina, o AIC sugeriu 5 defasagens, o HQ indicou 2 e o SC apontou 1. Considerando o equilíbrio entre a captura semanal e a parcimônia do modelo, optou-se por $p = 5$ semanas para as variáveis endógenas (LÜTKEPOHL, 2013; ASSUNÇÃO & RIBEIRO, 2024). Já em Maringá, os critérios convergiram para valores mais baixos: o AIC apontou 3 defasagens, enquanto HQ e SC sugeriram 2, levando à escolha de $p = 3$ semanas, refletindo uma memória mais curta das séries locais em comparação a Londrina.

O teste de cointegração de Johansen confirmou, em ambas as localidades, a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço do frete (valor_z) e o volume exportado (tu_export_z). Em Londrina, o teste *trace* apresentou estatística de 30,31 para $r = 0$, superior ao valor crítico de 5% (19,96), enquanto em Maringá o resultado também rejeitou a hipótese nula (estatística = 46,42), com $r \leq 1$ não sendo rejeitado em ambos os casos, conforme Tabela 9:

Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen (*Trace test*) em Londrina e Maringá

LOCALIDADE	HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA TRACE	VALOR CRÍTICO 10%	VALOR CRÍTICO 5%	VALOR CRÍTICO 1%	ANÁLISE
LONDRINA	$r = 0$	30,31	17,85	19,96	24,60	Rejeita: existe relação de cointegração
	$r \leq 1$	7,53	7,52	9,24	12,97	Não rejeita
MARINGÁ	$r = 0$	46,42	17,85	19,96	24,60	Rejeita: existe relação de cointegração
	$r \leq 1$	12,13	7,52	9,24	12,97	Não rejeita

FONTE: O autor (2025)

Nota 23: A coluna Hipótese nula indica o número máximo de relações de cointegração testado (r). A coluna Estatística Trace mostra o valor calculado do teste, enquanto as colunas de Valores críticos (10%, 5% e 1%) são os pontos de corte para rejeição da hipótese nula em diferentes níveis de significância. Em ambas as localidades, a hipótese $r = 0$ foi rejeitada, indicando existência de uma relação de cointegração entre exportações e preço do frete; já para $r \leq 1$, não houve rejeição.

Isso sugere que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço do frete e o volume exportado, ou seja, embora os valores dessas variáveis possam flutuar no curto prazo, eles tendem a se ajustar de forma conjunta ao longo do tempo, mantendo uma relação estável.

A análise dos vetores próprios normalizados mostra como cada variável compõe a relação de cointegração. Em Londrina, por exemplo, o coeficiente de -8,18 para tu_export_z.¹⁵ indica que aumentos passados nas exportações estão associados a ajustes negativos no preço do frete, refletindo pressões de oferta e demanda logística. Já em Maringá, o efeito defasado ocorre de forma mais curta, com destaque para tu_export_z.¹³, indicando que o mecanismo de transmissão entre exportações e preço do frete se dá de maneira mais imediata.

A matriz de pesos W (Tabela 10) que descreve a velocidade de ajuste das variáveis ao desequilíbrio, aponta em ambos os municípios coeficientes próximos de zero para as primeiras diferenças de valor_z e tu_export_z. Isso sugere que os ajustes

semanais são graduais e que o processo de curto prazo é moderado, embora em Maringá os valores sejam ligeiramente maiores, indicando reequilíbrios relativamente mais rápidos.

Tabela 10 - Matriz de carregamento (*weights* W) em Londrina e Maringá

LOCALIDADE	VARIÁVEL	VALOR_Z	TU_EXPORT_Z	CONSTANTE
LONDRINA	valor_z.d	0,0034	-0,065	~0
	tu_export_z.d	0,0415	0,0155	~0
MARINGÁ	valor_z.d	-0,011	-0,0926	~0
	tu_export_z.d	0,1396	-0,0320	~0

FONTE: O autor (2025)

Nota 24: Cada linha indica a variável dependente diferenciada (.d), enquanto as colunas mostram os pesos atribuídos às variáveis explicativas VALOR_Z, TU_EXPORT_Z e à constante. Os valores refletem a contribuição de cada variável explicativa para a variável dependente correspondente. Valores próximos de zero (~0) indicam influência desprezível.

Para a definição do número de defasagens (p) no modelo VARX, foram considerados intervalos de 1 a 12 semanas, compatíveis com o horizonte semanal da série (301 observações em cada cidade) e com a significância máxima encontrada nas simulações com MQG (seção 4.2).

Os testes de diagnóstico indicaram que em Londrina o teste Portmanteau não rejeitou a hipótese de ausência de autocorrelação serial nos resíduos ($p = 0,3545$), e o teste de heterocedasticidade multivariada ARCH também não indicou problemas ($p = 0,2813$). Em Maringá, resultados semelhantes foram encontrados: ausência de autocorrelação serial ($p = 0,4752$) e de heterocedasticidade ($p = 0,1167$). Contudo, em ambas as cidades, os testes de normalidade multivariada (Jarque-Bera) apontaram assimetria e curtose nos resíduos ($p < 0,001$), sugerindo desvios significativos da distribuição normal.

O teste de causalidade de Granger revelou, de forma consistente nas duas localidades, que as exportações (tu_export_z) precedem mudanças no preço do frete ($valor_z$), enquanto o inverso não é verdadeiro. Ademais, não há evidência de causalidade instantânea, o que indica que os efeitos ocorrem de forma defasada e gradual (Tabela 11).

Tabela 11 - Causalidade de Granger em Londrina e Maringá

LOCALIDADE	HIPÓTESE NULA	F / CHI ²	P-VALOR	ANÁLISE
LONDRINA	tu_export_z não Granger- causa valor_z	3,9142	0,0016	Exportações antecedem preço do frete
	valor_z não Granger- causa tu_export_z	0,92967	0,4612	Preço do frete não antecipa exportações

LOCALIDADE	HIPÓTESE NULA	F / CHI ²	P-VALOR	ANÁLISE
MARINGÁ	Causalidade instantânea (ambas)	2,2124	0,1369	Sem efeito imediato
	tu_export_z não Granger-causa valor_z	3,2337	0,012	Exportações antecedem preço do frete
	valor_z não Granger-causa tu_export_z	0,7919	0,5307	Preço do frete não antecipa exportações
	Causalidade instantânea (ambas)	0,2850	0,5934	Sem efeito imediato

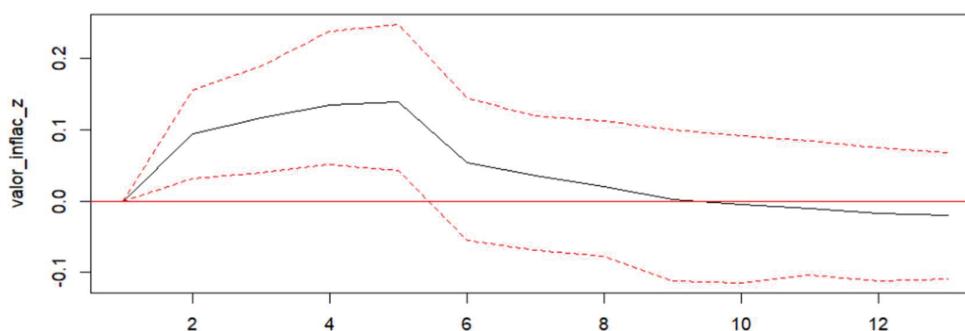
FONTE: O autor (2025)

Nota 25: A coluna hipótese nula indica a relação testada entre exportações (tu_export_z) e preço do frete (valor_z). As colunas F / Chi² e p-valor mostram a estatística do teste e sua significância. Quando o p-valor é baixo, rejeita-se a hipótese nula, indicando que a variável explicativa antecipa a variável dependente; valores altos indicam ausência de efeito.

Assim, a análise evidencia que, tanto em Londrina quanto em Maringá, a logística pode ser influenciada pelas exportações. Entretanto, observa-se que em Maringá essa relação é ligeiramente menos intensa (F = 3,2337, contra 3,9142 em Londrina), indicando um efeito um pouco mais moderado no mercado local de transporte.

Diante disso, as funções impulso-resposta em Londrina (Gráfico 18) mostram que o efeito de um choque positivo em tu_export_z é imediatamente positivo, atinge seu pico entre a 4^a e 5^a semana e decresce gradualmente, tornando-se estatisticamente não significativo a partir da 6^a semana, embora a resposta permaneça próxima de zero até quase a 10^a semana. Isso mostra que o impacto das exportações sobre o preço do frete é de curto prazo e transitório.

Gráfico 18 - Funções de impulso-resposta em Londrina



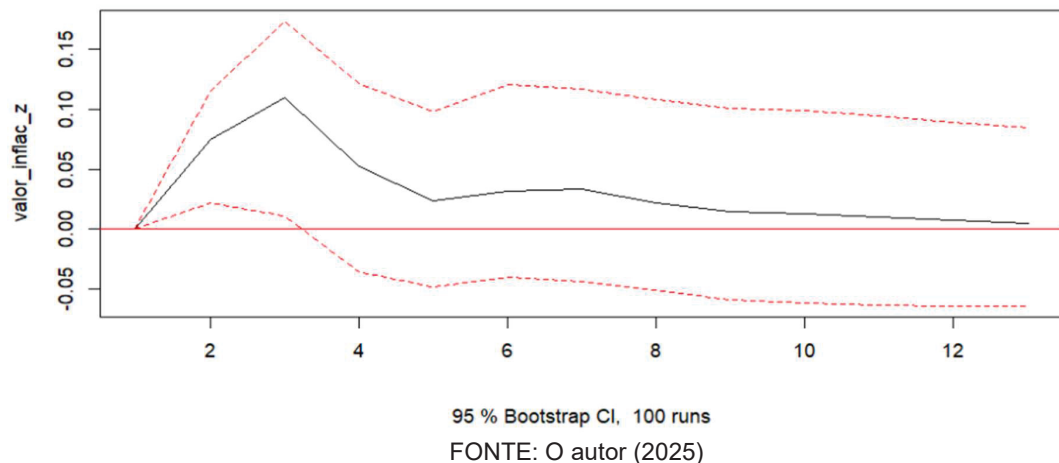
95 % Bootstrap CI, 100 runs

FONTE: O autor (2025)

Nota 26: A linha preta indica a resposta média, enquanto as linhas vermelhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95% obtido por *bootstrap* (100 simulações). Um choque positivo nas exportações provoca aumento imediato no preço do frete, com pico entre a 4^a e 5^a semana. A partir da 6^a semana, o efeito se torna estatisticamente não significativo.

Em Maringá, por sua vez, as exportações impactam o preço do frete de forma mais rápida, com pico antecipado (3ª semana), e efeitos persistindo por várias semanas antes de se dissiparem, tal qual se pode observar no Gráfico 19.

Gráfico 19 - Funções de impulso-resposta em Maringá



Nota 27: Observa-se que o efeito médio, representado pela linha preta, atinge seu pico entre a 2ª e 3ª semana. A partir da 4ª semana, o intervalo de confiança (linhas tracejadas vermelhas) passa a incluir zero, indicando que o efeito deixa de ser estatisticamente significativo.

Comparado a Londrina (cujo pico ocorre mais tarde, 4ª-5ª semana, e se dissipa mais cedo), o mercado de fretes em Maringá parece mais sensível e responsivo aos choques de exportação.

Com efeito, as estimativas (Tabela 12 e Tabela 13 - APÊNDICE) do modelo VARX revela os comportamentos entre preço do frete e exportações nas duas cidades analisadas. Para Londrina, na equação de valor_z , o coeficiente do primeiro lag da própria variável ($\text{valor_z.l1} = 0,8787$) é altamente significativo, indicando forte inércia: choques passados no preço do frete tendem a persistir ao longo do tempo. Além disso, o primeiro lag de exportações ($\text{tu_export_z.l1} = 0,0855$) e o quinto lag ($\text{tu_export_z.l5} = -0,0879$) apresentam efeito significativo sobre o preço do frete, embora de magnitude menor, sugerindo que alterações nas exportações influenciam o preço do frete de forma limitada. Os controles exógenos incluídos no modelo (diff_preco_diesel e diff_media_dolar) não são significativos, mostrando que, neste período e contexto, variações no preço do diesel e no dólar não impactaram diretamente o preço do frete.

Na equação de tu_export_z para Londrina, os lags tu_export_z.l1 , tu_export_z.l2 e tu_export_z.l4 são significativos: os níveis passados das exportações exercem função preponderante sobre o comportamento atual. Em contrapartida, os

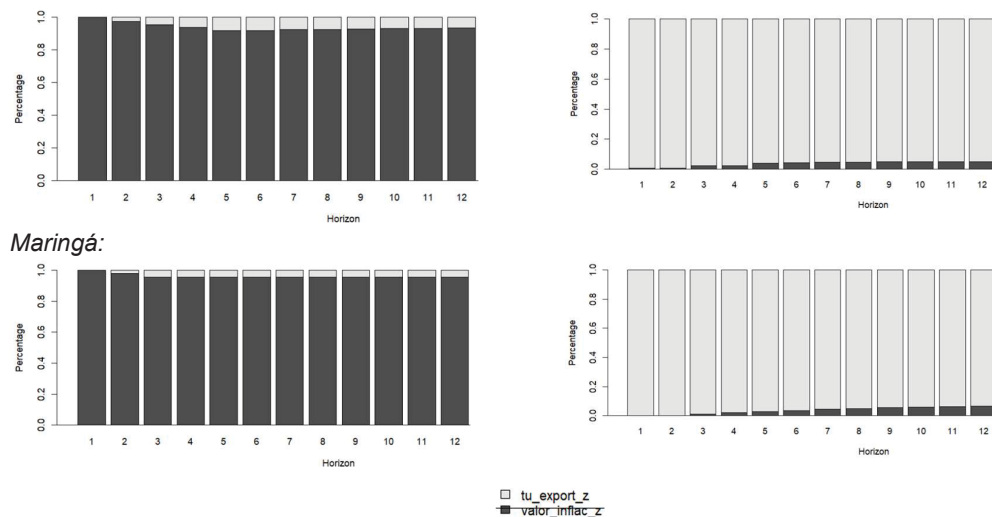
lags de valor_z apresentam baixa significância, isto é, a possível causalidade observada é praticamente unidirecional, das exportações para o preço do frete, mas não o inverso.

Para Maringá, observa-se comportamento similar com algumas nuances. Na equação de valor_z, o primeiro lag da própria variável ($\text{valor_z.l1} = 0,8749$) também é altamente significativo. O primeiro lag de exportações ($\text{tu_export_z.l1} = 0,087$) e o terceiro lag ($\text{tu_export_z.l3} = -0,074$) apresentam efeitos significativos, indicando que choques passados nas exportações têm impacto limitado, mas detectável, sobre o preço do frete. Os controles exógenos (diff_preco_diesel e diff_media_dolar) novamente não são significativos.

Na equação de tu_export_z para Maringá, o primeiro, segundo e quarto lags de exportações ($\text{tu_export_z.l1} = 0,2287$; $\text{tu_export_z.l2} = 0,2206$; $\text{tu_export_z.l4} = 0,1797$) são significativos, demonstrando forte persistência nas exportações. Por outro lado, os lags de valor_z permanecem não significativos, demonstrando que a causalidade principal se mantém das exportações para o preço do frete, sem efeito reverso.

Os resultados no Gráfico 20 do *Forecast Error Variance Decomposition* (FEVD ou Decomposição da Variância do Erro de Previsão) confirmam a interpretação obtida pelos coeficientes do VARX.

Gráfico 20 - FEVD (Decomposição da Variância do Erro de Previsão) em Londrina e Maringá Londrina:



FONTE: O autor (2025)

Nota 28: o FEVD mostra quanto da variabilidade futura de uma variável (em diferentes horizontes de previsão) pode ser atribuída a choques (inovações) nela mesma e nas demais variáveis do modelo.

Para a variável *valor_z* (preço do frete), observa-se no Gráfico 20 que a maior parte da variância dos erros de previsão ao longo dos horizontes é explicada por choques da própria série. As exportações contribuem apenas marginalmente para explicar as variações do preço do frete, em linha com os efeitos significativos, mas de baixa magnitude, encontrados nos *lags* de *tu_export_z*. Já no caso de *tu_export_z* (exportações), praticamente toda a variância é explicada pelos próprios choques da variável.

Por fim, cabe destacar que, embora os controles exógenos (preço do diesel e do dólar) não tenham se mostrado estatisticamente significativos neste modelo, essa irrelevância pode estar associada ao período específico da amostra ou a mecanismos de repasse mais indiretos e defasados, não capturados na frequência semanal considerada. Isso sugere que, ao menos no horizonte analisado, a interação entre exportações e preço do frete é mais fortemente determinada por fatores endógenos ao próprio mercado logístico, enquanto choques de custos externos e cambiais podem influenciar apenas em horizontes mais longos ou por canais não diretamente refletidos no modelo.

4.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados empíricos mostram que as quantidades exportadas de soja e milho mantêm relação estreita com a formação dos preços do frete rodoviário nas rotas Londrina-Paranaguá e Maringá-Paranaguá. A evidência de causalidade de Granger das toneladas exportadas para o preço do frete, em ambas as localidades, associada à verificação de cointegração entre as séries, sustenta a interpretação de que, no curto prazo, o preço do frete responde à pressão da demanda por transporte, enquanto no longo prazo há um vínculo de equilíbrio entre volumes movimentados e níveis de frete.

A análise preliminar mostrou correlação positiva entre o valor do frete ajustado pela inflação e as toneladas exportadas (0,31), bem como entre o frete e o preço do diesel (0,32), ao passo que a média do dólar ajustado apresentou correlação negativa (-0,40). Entretanto, nos modelos MQG, a defasagem de uma semana do frete foi a única variável robustamente significativa. O volume exportado apresentou efeito marginal apenas em Londrina ($p \approx 0,065$), enquanto o diesel e o dólar não mostraram

significância sistemática, sugerindo repasses defasados ou mediados por arranjos contratuais (CAIXETA-FILHO; MARTINS, 2001; GAMEIRO, CAIXETA-FILHO, 2010).

No que se refere à sazonalidade, ambas as rotas apresentaram elevação dos preços médios dos fretes entre as semanas 10 e 13 durante os anos analisados, coincidindo com os maiores volumes exportados, sobretudo nos meses de março a junho. Esse padrão corrobora a literatura sobre sazonalidade de serviços vinculados ao agronegócio (MARTINS; LOBO; ARAÚJO, 2004) e indica que choques de demanda, como safras volumosas e concentração de embarques, pressionam os preços de forma recorrente (SOARES; CAIXETA-FILHO, 1997; CORRÊA JR.; CAIXETA-FILHO, 2003). Além disso, a especificação mais completa dos MQG mostrou significância para as semanas 10 a 12 em Londrina e para a semana 2 em Maringá, sinalizando diferenças na antecipação e intensidade da pressão sazonal em cada rota.

O modelo VARX reforçou a predominância das exportações sobre a formação do frete. Em Londrina, o impacto das exportações é mais gradual, com efeito máximo entre a 4ª e 5ª semana e dissipação até a 10ª, enquanto em Maringá o pico ocorre mais cedo (2ª-3ª semana), refletindo resposta mais imediata. A decomposição da variância dos erros de previsão (FEVD) confirmou que a maior parte da variação do frete decorre da própria inércia da série, sendo as exportações suplementares.

As diferenças entre as rotas também se manifestaram na “memória” das séries: Londrina apresentou defasagens significativas mais longas, enquanto em Maringá o ajuste foi mais rápido, o que pode estar associado a características microestruturais como composição da carga, disponibilidade de retorno e densidade de operadores (SOARES; CAIXETA-FILHO, 1997; CORRÊA JR.; CAIXETA-FILHO, 2003).

Uma hipótese para essas diferenças entre as defasagens de Maringá e Londrina pode ser pelo fato de Londrina estar mais próxima ao Porto de Santos, sendo que sua área de influência para captação de cargas, é não apenas o Norte do Paraná e parte do Mato Grosso do Sul, mas também o chamado baixo Tietê, sendo as seguintes mesorregiões do Estado de São Paulo: Araçatuba, Bauru, Assis, Presidente Prudente e Marília. Enquanto isso, Maringá se comporta como um sistema mais isolado, sendo influenciado pela demanda local de forma mais rápida e contundente do que Londrina, onde uma variação de oferta de uma região (aumento ou redução

de oferta) pode ser neutralizado com cargas de outras origens e corredores. Essa é apenas uma hipótese onde sugere-se estudos futuros para comprovação.

De modo geral, a análise mostra que os preços do frete (R\$/tonelada) são fortemente condicionados pela demanda efetiva de transporte, representada pelo volume exportado, enquanto custos como diesel e dólar apresentam papel secundário ou defasado no curto prazo. A convergência dos achados empíricos sugere que, no contexto deste estudo, a sazonalidade agrícola e a pressão de exportações tendem a ser elementos centrais para a formação dos preços dos fretes no corredor logístico paranaense.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como propósito investigar a formação do preço do frete rodoviário (em R\$/tonelada) de soja e milho nas rotas Londrina-Paranaguá e Maringá-Paranaguá, no período de agosto de 2019 a maio de 2025, considerando variáveis explicativas principais e secundárias. A análise partiu da caracterização das exportações agrícolas do Paraná e da estrutura do mercado de fretes, avançando para a modelagem econométrica em diferentes especificações, de modo a compreender a associação temporal e os vínculos entre exportações, preços do frete, preço médio semanal do dólar e do diesel.

Para fins de descrição e análise exploratória, os valores monetários foram apresentados em termos reais, permitindo comparações ao longo do tempo. Já na análise econométrica, optou-se pelo uso de valores nominais, de forma a capturar a dinâmica efetiva dos preços praticados no mercado, refletindo o valor do frete no instante em que ocorreu.

Os resultados demonstraram que a defasagem do próprio preço do frete é o fator de maior significância estatística, revelando forte inércia na formação de preços nesse mercado. Constatou-se ainda que a sazonalidade das exportações exerce papel consistente, especialmente nos períodos de colheita e escoamento concentrado da produção, o que evidencia o caráter derivado da demanda por transporte rodoviário. Já as variáveis associadas a custos de insumos (diesel) e a choques macroeconômicos (dólar) não se mostraram determinantes imediatos, sugerindo efeitos indiretos ou defasados, compatíveis com a literatura sobre precificação em mercados *spot* de transporte.

Outro ponto observado refere-se às diferenças entre as duas rotas. Em Londrina-Paranaguá, os efeitos das exportações sobre o frete mostraram defasagens mais longas, enquanto em Maringá-Paranaguá os impactos foram mais imediatos. Essa heterogeneidade pode estar associada a fatores logísticos locais, disponibilidade de frota, composição da carga e alternativas de retorno, demonstrando a necessidade de análises regionais na compreensão do mercado de fretes.

Do ponto de vista metodológico, os modelos parcimoniosos mostraram desempenho superior aos mais complexos, destacando que, para fins de explicação e apoio à decisão, a simplicidade associada a variáveis centrais pode ser mais eficiente do que especificações excessivamente detalhadas. Essa evidência tem

praticidade, pois sugere que produtores rurais, cooperativas e transportadores podem se beneficiar de modelos de acompanhamento relativamente simples para planejar o escoamento e reduzir custos logísticos.

Em termos estruturais, destaca-se que a forte dependência rodoviária do transporte de grãos no Paraná, associada a gargalos de infraestrutura e à baixa integração multimodal, amplifica a sazonalidade e acentua a vulnerabilidade do sistema em períodos de safra.

Por fim, cabe ressaltar as limitações desta pesquisa: a análise concentrou-se em duas rotas específicas apenas em um estado, com frequência semanal, e utilizou variáveis agregadas de exportação local como *proxy* de demanda. Fatores operacionais, como tempo de espera em terminais, capacidade de armazenagem e retornos de carga, não foram incorporados, mas poderiam enriquecer futuras investigações. Apesar disso, os achados podem contribuir para a compreensão da formação do preço do frete rodoviário agrícola no Paraná, evidenciando o papel central da sazonalidade e da inércia de preços, e fornecendo subsídios para a gestão logística e o planejamento estratégico do agronegócio.

REFERÊNCIAS

ABEL, Andrew; BERNANKE, Ben S.; CROUSHORE, Dean. Macroeconomia. 6ª Ed. São Paulo: Pearson, 2008.

ALVIM, Augusto Mussi et al. Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos. Revista de Economia e Administração, v. 7, n. 4, 2008.

ASSUNÇÃO, Laudenor Moraes Correia de Melo; RIBEIRO, Luiz Carlos de Santana; MOURA, Fábio Rodrigues de. Efeitos do isolamento social sobre o setor de serviços do Brasil: uma análise a partir do modelo VARX. Nova Economia, v. 34, p. e8339, 2024.

CORRÊA, V. H. C.; RAMOS, P. A precariedade do transporte rodoviário brasileiro para o escoamento da produção de soja do Centro-Oeste: situação e perspectivas. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 48, n. 2, p. 319-346, 2010. DOI: 10.1590/S0103-20032010000200009.

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. Revista de Economia Aplicada, v. 7, n. 1, p. 189-211, 2003

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Cotações do dólar. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/pefi300/consultarDolarOuro.paint?method=consultarValoresDolarOuro>. Acesso em: 19 jul. 2025.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária. Valor Bruto da Produção Agropecuária (VBP): veja a evolução do desempenho das lavouras e o faturamento bruto dentro do estabelecimento. Publicado em: 01 fev. 2017. Atualizado em: 10 jul. 2025. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/valor-bruto-da-producao-agropecuaria-vbp>. Acesso em: jun. 2025.

BRASIL. Ministério dos Transportes. Plano Nacional de Logística - PNL 2025. 2018. Disponível em: <https://www.gov.br/transportes/pt-br/assuntos/PIT/politica-e-planejamento/publicacoes/pnl2025.pdf>. Acesso em: ago. 2025.

CHADDAD, Fábio. Economia e Organização da Agricultura Brasileira. 1ª Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

CME GROUP. Corn quotes – CBOT. Disponível em: <https://www.cmegroup.com/markets/agriculture/grains/corn.quotes.html>. Acesso em: 26 jul. 2025.

CME GROUP. What is contango and backwardation. Disponível em: <https://www.cmegroup.com/education/courses/introduction-to-ferrous-metals/what-is-contango-and-backwardation.html>. Acesso em 27 out. 2025.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). Produção agrícola: safra - estimativa de evolução de grãos. 10º levantamento, safra 2024/2025. Portal de Informações Agropecuárias. Disponível em:

<https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/safra-estimativa-de-evolucao-graos.html>. Acesso em: 26 jul. 2025.

DIGIFARMZ. Preço da soja: como é formado o valor da saca? Disponível em: <https://digifarmz.com/preco-da-soja-como-e-formado-o-valor-da-saca/>. Acesso em: 26 jul. 2025.

ELLIOTT, Graham; ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient tests for an autoregressive unit root. 1992.

ENDERS, W. (2014). Applied Econometric Time Series (4th ed.). Wiley.

GAMEIRO, A. H. Índices de preço para o transporte de cargas: o caso da soja a granel. Nova Economia, v. 20, n. 2, p. 247-282, 2010.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Econometria básica. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

GUJARATI, Damodar. Econometria: Princípios, teoria e aplicações práticas. Saraiva Educação, 2019.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) geral: índice (dez. 1993 = 100) - PRECOS12_IPCA12. Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - SNIPC. 2025a. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?stub=1&serid=36482&module=M>. Acesso em: 19 jul. 2025.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). LSPA - Levantamento Sistemático da Produção Agrícola. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2025b. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9201-levantamento-sistematico-da-producao-agricola.html>. Acesso em: 10 ago. 2025.

IPARDES. Porto de Paranaguá é a principal estrutura de escoamento das exportações paranaenses. 2024. Disponível em: <https://opresenterural.com.br/porto-de-paranagua-e-a-principal-estrutura-de-escoamento-das-exportacoes-paranaenses/>. Acesso em: ago. 2025.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991

LEITE, Antonio Dias. A Economia Brasileira: de onde viemos e onde estamos. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

LESSA, Daniela Antunes. Análise da dinâmica da distribuição urbana de mercadorias ante uma situação de vulnerabilidade: explorando uma abordagem multiagente. 2015.

LOURES, Alexandre R.; ALVIM, Augusto Mussi; DE LIMA, Ivis Bento. A causalidade de preços no mercado da bovinocultura leiteira no Rio Grande do Sul a partir de um Vetor Auto Regressivo (VAR). Sustentabilidade econômica da agricultura familiar, 2013.

LÜTKEPOHL, Helmut. Introduction to multiple time series analysis. Springer Science & Business Media, 2013.

MARTINS, G. A.; LOBO, R. J. S.; ARAÚJO, E. A. Formação de preços e sazonalidade no setor do agronegócio: um estudo empírico para o Estado do Paraná. Revista Paranaense de Desenvolvimento, n. 106, p. 113-136, jan./jun. 2004.

PARANÁ. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento. Diagnóstico agropecuário paranaense. Disponível em: <https://www.agricultura.pr.gov.br/Pagina/Diagnostico-Agropecuario-Paranaense>. Acesso em: 11 maio 2025.

PETROBRÁS. Tabelas de preços Diesel S500 e S10 – Base Araucária. Disponível em: <https://precos.petrobras.com.br/documents/d/precos-dos-combustiveis/tabelas-de-precos-diesel-s500-e-s10-01-06-25-pdf>. Acesso em: 19 jul. 2025.

UNICAdata. Listagem idMn = 4. UNICA – União da Indústria de Cana-de-Açúcar e Bioenergia, s.d. Disponível em: <https://unicadata.com.br/listagem.php?idMn=4>. Acesso em: 10 ago. 2025.

SIFRECA. Calendário de Safras. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP, 2025. Disponível em: <https://sifreca.esalq.usp.br/calendario-de-safras>. Acesso em: 10 ago. 2025.

SOARES, A. A.; CAIXETA-FILHO, J. V. Caracterização do mercado de fretes rodoviários no Brasil. Gestão & Produção, v. 4, n. 2, p. 186-204, 1997

TEIXEIRA, Mônica Maria Apolinário; LOSEKANN, Luciano Dias; RODRIGUES, Niágara. Mercado de frete rodoviário e transmissão assimétrica de preço do diesel no Brasil. Revista Brasileira de Energia| Vol, v. 26, n. 2, 2020.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 5th ed. Mason: South-Western Cengage Learning, 2013.

APÊNDICE

Tabela 12 - Resultados da estimativa VARX para Londrina

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	T-ESTATÍSTICA	SIGNIFICÂNCIA	
VALOR_Z	valor_z.L1	0,879	0,0588	14,95	***	
	tu_export_z.L1	0,0855	0,0263	3,25	**	
	valor_z.L2	0,0046	0,0778	0,06		
	tu_export_z.L2	0,0070	0,0269	0,26		
	valor_z.L3	0,0582	0,0777	0,75		
	tu_export_z.L3	0,0031	0,0276	0,11		
	valor_z.L4	-0,1423	0,0777	-1,83	.	
	tu_export_z.L4	-0,0159	0,0272	-0,58		
	valor_z.L5	0,1381	0,0571	2,42	*	
	tu_export_z.L5	-0,0879	0,0265	-3,31	**	
	const	0,0032	0,0219	0,15		
	diff_preco_diesel	0,0490	0,2048	0,24		
	diff_media_dolar	-0,0469	0,1110	-0,42		
	TU_EXPORT_Z	valor_z.L1	0,0124	0,1328	0,09	
		tu_export_z.L1	0,2578	0,0595	4,33	***
valor_z.L2		0,1661	0,1758	0,95		
tu_export_z.L2		0,2238	0,0608	3,68	***	
valor_z.L3		-0,2292	0,1755	-1,31		
tu_export_z.L3		0,0672	0,0623	1,08		
valor_z.L4		0,2537	0,1755	1,45		
tu_export_z.L4		0,2063	0,0616	3,35	***	
valor_z.L5		-0,1456	0,1291	-1,13		
tu_export_z.L5		-0,0985	0,0600	-1,64	.	
const		-0,0045	0,0496	-0,09		
diff_preco_diesel		-0,2492	0,4629	-0,54		
diff_media_dolar		0,2535	0,2509	1,01		

Nota 15: Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Estimation results for equation valor_z:

Residual standard error: 0.375 on 281 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.8673, Adjusted R-squared: 0.8616
 F-statistic: 153.1 on 12 and 281 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation tu_export_z:

Residual standard error: 0.8474 on 281 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.3149, Adjusted R-squared: 0.2856
 F-statistic: 10.76 on 12 and 281 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	valor_z	tu_export_z
valor_z	0.14061	0.02767
tu_export_z	0.02767	0.71808

Correlation matrix of residuals:

	valor_z	tu_export_z
valor_z	1.00000	0.08708
tu_export_z	0.08708	1.00000

FONTE: O autor (2025)

Tabela 13 - Resultados da estimativa VARX para Maringá

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	T-ESTATÍSTICA	SIGNIFICÂNCIA	
VALOR_Z	valor_z.L1	0,875	0,0594	14,72	***	
	tu_export_z.L1	0,0879	0,0313	2,81	**	
	valor_z.L2	-0,0934	0,0791	-1,18		
	tu_export_z.L2	0,0322	0,0325	0,99		
	valor_z.L3	0,1245	0,0796	1,56		
	tu_export_z.L3	-0,0747	0,0326	-2,29	*	
	valor_z.L4	-0,0068	0,0602	-0,11		
	tu_export_z.L4	-0,0323	0,0320	-1,01		
	const	0,0008	0,0266	0,03		
	diff_preco_diesel	-0,0829	0,2455	-0,34		
	diff_media_dolar	0,0951	0,1352	0,70		
	TU_EXPORT_Z	valor_z.L1	0,0947	0,1108	0,86	
		tu_export_z.L1	0,2287	0,0583	3,92	***
		valor_z.L2	-0,0032	0,1474	-0,02	
tu_export_z.L2		0,2206	0,0606	3,64	***	
valor_z.L3		0,0338	0,1484	0,23		
tu_export_z.L3		0,0446	0,0608	0,73		
valor_z.L4		-0,0366	0,1122	-0,33		
tu_export_z.L4		0,1798	0,0597	3,01	**	
const		-0,0047	0,0496	-0,10		
diff_preco_diesel		-0,1372	0,4578	-0,30		
diff_media_dolar		0,2661	0,2522	1,06		

Nota 16: Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Estimation results for equation valor_z:

Residual standard error: 0.4551 on 284 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.8027, Adjusted R-squared: 0.7957
 F-statistic: 115.5 on 10 and 284 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation tu_export_z:

Residual standard error: 0.8486 on 284 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.306, Adjusted R-squared: 0.2815
 F-statistic: 12.52 on 10 and 284 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	valor_z	tu_export_z
valor_z	0.20711	0.01201
tu_export_z	0.01201	0.72004

Correlation matrix of residuals:

	valor_z	tu_export_z
valor_z	1.0000	0.0311
tu_export_z	0.0311	1.0000

FONTE: O autor (2025)