IMPACTO DA TAXA DE CÂMBIO NA CESTA BÁSICA DE SOROCABA (2018–2024): UMA ANÁLISE DO *PASS-THROUGH* CAMBIAL SOB A ÓTICA DAS ESTRUTURAS DE MERCADO E DA INELASTICIDADE DOS PRODUTOS

*Higor Nunes de Paula Barros**

*Prof. Dr. Renan Ferreira de Araujo***

* Bacharelando em Ciências Econômicas pela Universidade de Sorocaba (Uniso). E-mail: 00113263@aluno.uniso.br.

** Orientador do trabalho: Professor do Curso de Ciências Econômicas da Uniso. E-mail: renan.araujo@prof.uniso.br

Recebido em: 31 de outubro de 2025. Avaliado em: 06 de novembro de 2025.

RESUMO

Este artigo avalia o impacto da desvalorização do Real nos preços da cesta básica de Sorocaba, por meio de um modelo econométrico de MQO em logaritmo, com coeficientes interpretados como elasticidades. O modelo considera defasagens, taxa de câmbio USD/BRL e uma dummy para a pandemia, analisando o *pass-through* cambial sob fundamentos microeconômicos como: inelasticidade dos bens essenciais, expectativas de preços e mercados de concorrência imperfeita.

PALAVRAS-CHAVE: *Pass-through*, MQO, Sorocaba, Inelasticidade, Concorrência Imperfeita.

THE IMPACT OF EXCHANGE RATE MOVEMENTS ON SOROCABA'S BASIC FOOD BASKET (2018–2024): A CURRENCY PASS-THROUGH ANALYSIS CONSIDERING MARKET STRUCTURES AND PRODUCT INELASTICITY

ABSTRACT

This paper examines the impact of the Brazilian Real depreciation on the prices of the basic food basket in Sorocaba, using a log-linear Ordinary Least Squares (OLS) econometric model, with coefficients interpreted as elasticities. The model incorporates lags, the USD/BRL exchange rate, and a pandemic dummy variable, analyzing exchange rate pass-through under microeconomic foundations such as the inelasticity of essential goods, price expectations, and imperfect competition markets.

KEYWORDS: Exchange rate pass-through, OLS, Sorocaba*, Inelasticity, Imperfect Competition.*

1 INTRODUÇÃO

A dinâmica dos preços dos produtos que compõem a cesta básica está ligada de forma direta a uma série de fatores econômicos, entre eles, a variação da taxa de câmbio. Em Sorocaba, onde o consumo de itens essenciais é sensível às oscilações de mercado – assim como em outras partes do Brasil – torna-se fundamental compreender como os custos desses produtos são afetados pela desvalorização do Real. Este artigo propõe analisar os efeitos das flutuações cambiais nos preços da cesta básica da cidade de Sorocaba, estabelecendo uma conexão mais profunda com os fundamentos da microeconomia e levantando a seguinte questão: Como as estruturas de mercado e a inelasticidade dos produtos da cesta básica influenciaram o grau de repasse da taxa de câmbio na cidade de Sorocaba?

Diante desse questionamento a hipótese desse estudo é a de que empresas que vendem bens essenciais e inelásticos repassam aos preços finais o aumento de custos causado pela desvalorização cambial, sobretudo quando dependem de insumos importados, elevando o valor da cesta básica. Essa relação é corroborada por Goldberg e Campa (2010), que, ao analisar o *pass-through* no CPI (índice de preços americano), chegaram a conclusões plausíveis do ponto de vista econômico, concluindo que entre os diversos elementos que influenciam o repasse cambial destaca-se: a elasticidade preço-demanda, o nível de participação dos produtos na renda total, e o grau de dependência de insumos e matérias-primas importadas utilizadas na produção e nas etapas da cadeia de distribuição. Nesse sentido os repasses verificados só seriam amenizados ou extinguidos se houvesse uma troca dos insumos importados por bens primários precificados em moeda nacional, ou, caso fosse verificado uma baixa elasticidade dos custos, que resultaria em um aumento insignificante para as empresas inviabilizando o canal de transmissão ao consumidor final.

Complementarmente, Taylor (2000) chama atenção para os efeitos da desvalorização cambial sobre o nível geral de preços, argumentando que a ótica microeconômica — especialmente no que diz respeito ao poder de mercado das companhias e à forma como estas definem seus preços — também explica o grau de repasse cambial. Segundo o autor, esse repasse está associado à incorporação dos custos totais nos modelos de precificação e ao objetivo de maximização dos lucros em mercados imperfeitos. Em outras palavras, o poder de repasse de uma empresa depende da reação dos concorrentes, da forma da curva de demanda em relação à oferta — considerando a elasticidade-preço da demanda — e do impacto dos custos, sendo estes últimos dois pontos centrais na discussão que se seguirá.

Ademais, parte desse debate é transferido para âmbito macroeconômico ao analisar a capacidade de controle de preços. Vale ressaltar que em economias mais voláteis, onde os aumentos de custos tendem a ser mais persistentes, o repasse cambial tende a ser mais elevado. Já em contextos econômicos mais estáveis, os aumentos de preços são geralmente percebidos como temporários, o que limita o repasse e reduz seu impacto sobre o nível geral de preços. Dessa forma, o comportamento das empresas diante de choques cambiais é moldado tanto por fatores microeconômicos — como o poder de mercado e os modelos de precificação que levam em conta a desvalorização do Real e elevação dos custos internos, uma vez que as importações possuem valor intrínseco em moeda estrangeira — quanto por variáveis macroeconômicas, como a previsibilidade do ambiente econômico, isto é, à expectativa dos agentes com relação ao aumento de preços também deve ser levada em consideração, já que esses aumentos podem levar à perda de mercado (Taylor, 2000).

Em função desses argumentos a pesquisa a seguir visa relacionar os fundamentos da teoria econômica com a literatura especializada sobre o *pass-through* cambial, articulando os conceitos de mercados em concorrência imperfeita, elasticidade dos bens essenciais e inércia dos índices de preços com evidências empíricas e análises aplicadas na cidade de Sorocaba, tendo como objetivo geral explicar a relação das variações na taxa de câmbio USD/BRL com os preços da cesta básica sorocabana. Dito isso, como objetivo específico buscou-se mensurar quantitativamente o percentual de repasse cambial sobre os preços dos produtos da cesta, procurando identificar estatisticamente em qual estrutura de mercado os setores podem estar localizados e em que medida isso contribuiu para que as variações cambiais se refletissem no consumidor final, tomando como delimitação o período de janeiro de 2018 a dezembro de 2024.

Diante desse cenário, acredita-se que o presente trabalho se torne relevante para sociedade e para a discussão vigente, que nos últimos anos evidencia um crescente debate sobre a eficácia da política monetária contracionista, frente à atuação de políticas fiscais expansionistas que, ao estimularem a demanda agregada, contribuem com a elevação da inflação criando um ponto de inflexão que compromete a eficácia da política monetária e cria um ambiente de incerteza que colabora para uma economia menos estável, desvalorização da taxa de câmbio e por fim maiores níveis de repasses cambiais.

Para viabilizar os resultados obtidos, foi aplicado o método quantitativo por meio do modelo econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários, adotando-se da abordagem hipotético-dedutiva como base da investigação. Os valores estatísticos foram analisados com embasamento científico e respaldo em ampla literatura sobre o tema. Os dados referentes à cesta

básica foram fornecidos pelo Laboratório de CSA da Universidade de Sorocaba (UNISO), enquanto os valores da taxa de câmbio nominal mensal foram extraídos da plataforma IPEA Data.

O artigo está dividido em quatro partes: a introdução, seguida pelo arcabouço teórico, que aborda os conceitos de estrutura de mercado, taxa de câmbio, inflação, inércia, elasticidade dos bens essenciais e *pass-through* cambial. Na sequência, apresenta-se a metodologia aplicada e a análise dos resultados obtidos, encerrando com as considerações finais.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO

Nas discussões acerca da economia brasileira atual – como dito anteriormente – muito tem se debatido sobre a desvalorização cambial, a inflação acima da meta (suas expectativas) e os consecutivos aumentos da taxa SELIC meta. Dessa atual conjuntura surgem acaloradas discussões a respeito da condução dos juros a uma política contracionista, para que a taxa de inflação passe a convergir a meta estipulada pelo Copom.

Assim, para contextualizarmos essa problemática, Vasconcelos (2022, p. 353) define o fenômeno inflacionário o identificando como uma elevação de preços a níveis gerais, contrapondo aumentos isolados que podem ser considerados pouco relevantes. De acordo com o autor a literatura econômica classifica o aumento de preços em dois tipos: inflação de demanda e inflação de oferta. Lopes e Rossetti (2002, p. 325) definem a inflação de oferta — também chamada de inflação de custos — como causa e efeito do aumento nos custos das matérias-primas, que representam parcela significativa da estrutura produtiva das empresas. Além disso, os autores destacam que o fenômeno inflacionário está associado ao deslocamento da curva de oferta agregada, decorrente de três fatores principais: aumento salarial, elevação das margens de lucro e incremento nos custos de bens primários e importados, o qual será o foco dessa análise.

Logo, dado esse deslocamento devido ao aumento de custos, a quantidade ofertada pelos produtores só seria mantida à mercê de preços mais altos, causando uma distorção no preço de equilíbrio. A raiz desse aumento de preços estaria ligada diretamente com um efeito cascata onde, mantido o nível de demanda e pleno emprego, os custos impactariam os lucros e por conseguinte o nível geral de preços (LOPES; ROSSETTI, 2002). Gremaud, Montoro, Lanzana *et al* (2002, p. 371) reforçam a afirmação partindo da seguinte premissa: os custos de produção estão intimamente ligados aos produtos, logo, caso vejamos um choque de oferta vindo do aumento das matérias-primas e importadas, veremos um impacto no nível de preços.

Quando associamos a inflação de custos ao aumento dos preços de insumos produtivos, especialmente matérias-primas e bens intermediários importados, estamos inserindo no debate o conceito de choque de oferta – vindo diretamente da elevação dos preços internacionais ou desvalorização cambial – que representam um aumento nos custos de produção. Considerando isso, as empresas, visando preservar sua margem de lucro, tendem a repassar esses aumentos ao consumidor final através do preço. Esse mecanismo de repasse é particularmente relevante em economias abertas, onde a dependência de insumos importados torna o nível de preços domésticos sensível às oscilações cambiais, levantando a discussão sobre o *pass-through* cambial (Amaral; Silva; Leite, 2023).

Além disso, os índices de preços apresentam uma característica inercial e rígida. Logo, de acordo com os modelos, essa rigidez decorre de um coeficiente de retroalimentação orientado pela oferta e, historicamente, pela prática de indexação de salários e outros componentes da economia baseada na variação da inflação passada (SIMONSEN, 1995).

Para Simonsen (1995) a inflação esperada para um período é em grande medida formada pela variação do período anterior, sendo

$$\pi_t^* = \pi_{t-1} \tag{1}$$

π_t^* = Inflação esperada.

π_{t-1} = Inflação passada.

Essa perspectiva não só exprime a ideia de racionalidade dos agentes econômicos (que esperam que os preços atuais se mantenham equiparáveis ao efetivo do período anterior) como também se interliga com o modelo de precificação das empresas que reajustam seus custos de produção de forma igualmente verificada pela variação passada π_{t-1}, conectando novamente o princípio de repasse (Simonsen, 1995).

O modelo econométrico que evidencia e comprova a ação do componente de retroalimentação é descrito por Simonsen (1995) da seguinte forma

$$\pi_t = \alpha_1\pi_{t-1} + \cdots + \alpha_n\pi_{t-n} + \cdots + g(y_t - y_t^*) + u_t \tag{2}$$

π_t = Inflação Atual

α_1 = Coeficiente de retroalimentação

π_{t-1} = Inflação passada

g = Fator de aceleração e rigidez

$y_t - y_t^*$ = Hiato do produto

u_t = Choques de oferta

Intrinsicamente, o modelo destaca que o coeficiente de retroalimentação representado por α_i impõem um peso multiplicativo sobre a inflação passada. Este último é classificado dentro do intervalo 0 e 1, onde, de acordo com Simonsen (1995) "Admite-se normalmente que $0 \leq \alpha \leq 1$. Ausência absoluta de inércia seria $\alpha = 0$. Inércia parcial consiste em se ter $0 < \alpha < 1$. A inércia total é caracterizada por $\alpha = 1$".

Além de o modelo calcular a inflação esperada considerando a taxa passada, ele também considera o hiato do produto ($y_t - y_t^*$) levando em conta o pleno emprego de fatores e acrescentando à fórmula o componente da demanda. A constante g representa o fator responsável pela aceleração ou desaceleração da taxa, sendo também definida como um indicador de rigidez do processo, ou seja, o quão maleável é trazê-la para o objetivo utilizando as ferramentas de política monetária. Por fim, u_t tem como propósito evidenciar os choques de oferta que ocorrem pelo impacto das trocas econômicas externas – ponto principal dessa discussão – além de outros tipos de externalidades ligadas à cadeia de custos (Simonsen, 1995).

Voltando ao assunto tratado – o repasse cambial – considera-se a taxa de câmbio uma variável econômica importante a ser conceituada, logo, de acordo Carvalho *et al* (2015) o câmbio é definido como preço da moeda estrangeira em unidades de moeda nacional. Ainda, a desvalorização da moeda representa um aumento da taxa de câmbio, ou seja, o aumento do preço da divisa implica em uma quantidade a mais de moeda nacional necessária para se comprar uma unidade de moeda estrangeira, tipificando uma perda de valor nominal; do contrário a valorização indica uma queda na taxa e, portanto, uma menor quantidade de moeda nacional pode comprar a mesma unidade de moeda estrangeira (Carvalho *et al*, 2015 p. 364).

Essa lógica de precificação da moeda deve seguir um determinado regime cambial, que é definido pelos autores como regimes cambiais intermediários ao câmbio fixo e de flutuação livre (Carvalho *et al*, 2015 p. 376). À vista disso, Almeida e Bacha (1999) ressaltam que a partir de 1994 o Brasil passou a adotar um sistema de taxas flexíveis onde o mercado, através da oferta e demanda, passou a determinar a taxa USD/BRL, contudo, o Banco Central atua na ponta vendedora e compradora de moeda americana em momentos de volatilidade mais agressiva, a fim de manter o equilíbrio da balança de pagamentos caracterizando um sistema de taxa flexível suja – o qual se segue atualmente.

Nesse contexto, Campa e Goldberg (2002) descrevem o *pass-through* – conceito de repasse cambial apontado anteriormente – como o impacto nos preços internos decorrente de uma variação de 1% na taxa de câmbio, isto é, uma elasticidade-câmbio dos preços. Essa definição se conecta à lógica apresentada, na qual a desvalorização cambial eleva os custos dos insumos importados pressionando os preços de produção e, consequentemente, os preços finais ao consumidor. Assim, observa-se uma maior intensidade de repasse por parte das empresas nos setores analisados em períodos de forte desvalorização, cujos produtos dependem em maior ou menor grau, de insumos cotados em dólar. Esse repasse resulta em um aumento do montante pago pelo consumidor final, refletindo-se em uma elevação do custo da cesta como um todo.

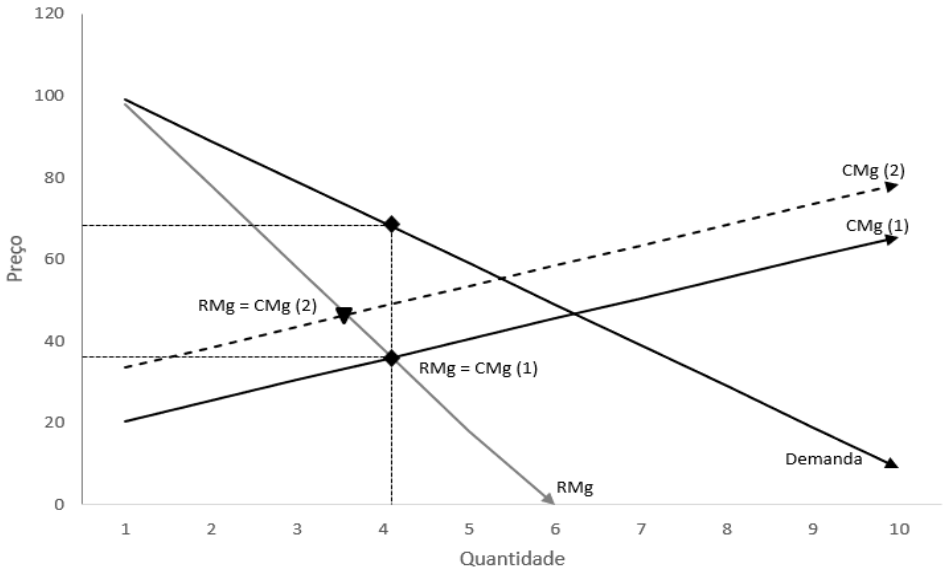
Conforme discutido anteriormente sobre os fatores que influenciam o *pass-through*, é importante ressaltar que a elevação dos custos decorrente da desvalorização cambial torna-se passível de transmissão aos preços internos devido à possível posição oligopolista na qual as empresas estão inseridas, e pelo fato de comercializarem bens essenciais com demanda agregada inelástica em relação às mudanças de preços. Dito isso, com base nesse argumento, em mercados competitivos onde as firmas são tomadoras de preços não há poder de mercado para que este seja influenciado, já que as firmas são pequenas em relação ao mercado que estão inseridas e, devido à concorrência em larga escala e a homogeneidade do produto, tomam o preço definido pelo mercado. Diferentemente dos mercados imperfeitos onde os monopólios e oligopólios tem poder de influência sobre seus preços pelo fato de representarem o mercado, podendo ajustá-los em função da maximização dos lucros de forma puramente estratégica (Mankiw, 2001).

O conceito acima é exposto por Dornbusch (1987, p. 10) o ampliando para as relações comerciais internacionais, trazendo as variações cambiais e admitindo como explicação do repasse cambial essas mesmas estruturas de mercado as quais as empresas estão inseridas. Ele pontua que no mercado interno de um país – importador – em que os exportadores enfrentam uma concorrência acirrada, as variações da moeda desse país em questão não impactam em grandes medidas o preço desses produtores vendedores, já que se tornam tomadores de preços em um mercado competitivo e desejam manter suas margens de lucro. Por outro lado, se há pouca concorrência, esse repasse é maior devido ao poder de mercado que essas companhias exportadoras irão deter.

O gráfico 1 ilustra a situação descrita. Seguindo a perspectiva de Mankiw (2001) o ponto em que a curva de Custo Marginal (CMg_1) se iguala à Receita Marginal (RMg) indica a condição inicial de maximização de lucros em mercados de concorrência imperfeita. Contudo,

observa-se que um aumento nos custos desloca a curva de CMg para CMg_2, estabelecendo um novo ponto ótimo de lucro. Esse ajuste implica um preço mais elevado e uma quantidade menor considerando a relação inversa entre oferta e demanda em função do preço. Em mercados oligopolistas ou monopolistas, essa elevação de preços tende a ser repassada com relativa facilidade, reforçando o poder de mercado das firmas.

Gráfico 1 – Maximização de lucros em estruturas de concorrência imperfeita.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nesse ponto é preciso introduzir o conceito de elasticidade e de que forma o aumento dos preços de alguns produtos impactam a demanda atingindo o poder de precificação. Para isso, Mankiw (2001, p. 68) define que é no mercado que compradores e vendedores interagem entre si a fim de trocar produtos e serviços, se encontrando respectivamente na forma de demanda e oferta. Nesse contexto é afirmativo do ponto de vista do autor que a demanda tem uma correlação negativa com preço, isso significa que aumentos de preços provocam queda na quantidade demandada sendo o contrário verdadeiro.

Nesse sentido, a elasticidade da demanda irá medir de maneira quantitativa o impacto da variável preço nas quantidades demandadas, sendo a elasticidade-preço da demanda: elástica se o aumento ou diminuição do preço causar grandes variações de quantidade demandada, e inelástica se a quantidade for afetada de maneira pouco agressiva a qualquer modificação de preço (MANKIW, 2001 p. 94).

Logo, os conceitos até então trazidos se conectam para clarificar a forma pela qual o repasse cambial se traveste, que pode ser efetivado à medida que as empresas exercem seu

poder de mercado através de oligopólios e monopólios na precificação sem grandes interferências na demanda, juntamente com a característica inelástica dos produtos da cesta básica, que são em sua maioria bens essenciais e aumentam de preço sem que o consumo seja igualmente impactado. Para este último, Samuelson (1997) assume que a elasticidade medida com bases logarítmicas é útil por aferir, de certa forma, a característica que a demanda adota em relação às variações de preço, sendo negativa em relação a ele.

De forma analítica, Samuelson (1997, p. 220) afirma que "a elasticidade [...] tende a cair a zero no limite, à medida que a porcentagem gasta com o bem em questão se aproxima de zero". Essa ideia indica que bens com participação reduzida na renda total — como produtos básicos e indispensáveis — mantêm seu consumo praticamente inalterado diante de variações de preço. Isso ocorre porque a baixa representatividade no orçamento minimiza o impacto dessas mudanças, mesmo que outros itens sejam realocados em termos de gasto. Em síntese, o autor reforça a concepção moderna sobre bens essenciais: eles comportam uma demanda inelástica que facilita ajustes de preços ou repasses de custos, sendo consumidos em uma quantidade linear independente desses últimos fatores.

Portanto, sob uma perspectiva crítica, observa-se que a cesta básica de Sorocaba é composta por bens essencialmente necessários, cujo consumo permanece estável independentemente das variações de preço nos mercados analisados pela universidade. Como será demonstrado adiante na seção de análise dos resultados, essa estabilidade diante de aumentos de custos reforça a presença de poder de mercado e a inelasticidade desses produtos, além de corroborar a teoria econômica da inércia inflacionária, ao evidenciar que os preços são repassados como consequência das condições estruturais observadas.

3 METODOLOGIA

Esta seção tem como objetivo explorar o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) proposto, fundamentando-se na discussão teórica apresentada anteriormente, a qual busca compreender os efeitos da variação cambial sobre os preços dos setores da cesta básica analisados pelo Laboratório de Ciências Sociais Aplicadas (CSA) da Universidade de Sorocaba (UNISO). Para isso, optou-se pela estimação de um modelo log-linear, permitindo a interpretação dos coeficientes como elasticidades. As variáveis dependentes correspondem ao logaritmo dos preços dos bens que compõem os setores da cesta básica sorocabana — alimentício, higiene pessoal e limpeza — fornecidos pelo laboratório de CSA, sendo explicadas pelo logaritmo do câmbio (nominal) com defasagem de quatro meses, por uma variável dummy

multiplicativa representando o período da pandemia (entre janeiro de 2020 e dezembro de 2021), e pela defasagem de 1 período dos próprios preços setoriais[1]. Esses segmentos são definidos com base na composição da cesta básica local, que inclui 34 itens essenciais para uma família de quatro pessoas, sendo 25 produtos alimentares, 4 de limpeza doméstica e 5 de higiene pessoal. Os preços são coletados semanalmente nos principais mercados da cidade, com base nas marcas mais consumidas, e consolidados em médias mensais, conforme metodologia descrita por Silva *et al* (2023).

A escolha pela defasagem de quatro meses na variável cambial está alinhada com evidências empíricas que indicam um repasse não imediato da desvalorização do Real aos preços internos. Conforme apontam Yoshinaga *et al.* (2024), observa-se que os efeitos do câmbio sobre os índices de inflação não se manifestam de forma significativa no curto prazo — especialmente nos primeiros três meses. De acordo com os autores, a correlação entre a taxa de câmbio e os preços ao consumidor torna-se mais expressiva ao se aplicar uma defasagem de quatro períodos, intervalo considerado necessário para que os preços dos produtos importados sejam ajustados e o repasse cambial se efetive, o que reforça a fundamentação teórica do modelo adotado.

Complementarmente, a inclusão da defasagem de um período para a variável endógena — os próprios preços setoriais — busca capturar a inércia inflacionária presente na formação de preços dos bens da cesta básica. Tal pressuposto, discutido na seção anterior, considera que os preços atuais são influenciados por seus valores passados, refletindo uma dinâmica persistente que contribui para a compreensão mais precisa dos mecanismos de transmissão da inflação no contexto local.

Dando continuidade à estrutura do modelo, a equação apresentada a seguir formaliza a relação entre as variáveis discutidas nesta seção. Em alinhamento com os fundamentos teóricos e empíricos previamente expostos, foi estimado um modelo separado para cada setor da cesta básica, utilizando séries temporais mensais[2] com 168 observações que vão de janeiro de 2018 a dezembro de 2024, tanto para a cesta básica quanto para a taxa de câmbio nominal. Para a estimação e validação dos modelos, empregou-se o software Gretl, em sua versão atualizada em 4 de abril de 2024.

$$ln(Setor_t) = \alpha + \beta\, ln(Câmbio_{t-4}) + \gamma DumPandemia_t + \rho\, ln(Setor_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (3)$$

[1] Os dados completos utilizados na modelagem podem ser consultados no Apêndice A deste trabalho.
[2] O mês de abril de 2020 foi excluído da amostra de dados da cesta básica por ausência de valores.

As tabelas a seguir mostram os dados estatísticos obtidos após a execução dos modelos. Para efeito de comparação e análise, também foi considerada uma relação entre o câmbio e a cesta básica consolidada, para verificar o repasse dentro do índice agregado.

Tabela 1 – Dados estatísticos da cesta básica sorocabana

	Coeficiente	***Erro Padrão***	***razão-t***	***p-valor***
Const	0,40415	0,120693	3,349	0,0013
Ln Câmbio (t-4)	0,1274	0,0419193	3,039	0,0033
Dum Pandemia	−0,00519054	0,0069435	−0,7475	0,4571
Ln Cesta (t-1)	0,91247	0,0261329	34,92	<0,0001

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os dados estatísticos abaixo se referem ao setor de alimentos.

Tabela 2 – Dados estatísticos do setor de alimentos

	Coeficiente	***Erro Padrão***	***razão-t***	***p-valor***
Const	0,41571	0,126076	3,297	0,0015
Ln Câmbio (t-4)	0,14192	0,0487639	2,91	0,0048
Dum Pandemia	−0,00388514	0,0076187	−0,5099	0,6116
Ln Alimentação (t-1)	0,90535	0,028944	31,28	<0,0001

Fonte: Elaborado pelo autor.

Do mesmo modo, os próximos resultados foram obtidos com a execução dos preços dos produtos de limpeza.

Tabela 3 – Dados estatísticos do setor de limpeza

	Coeficiente	***Erro Padrão***	***razão-t***	***p-valor***
Const	0,17624	0,0629996	2,798	0,0065
Ln Câmbio (t-4)	0,10399	0,0288105	3,609	0,0006
Dum Pandemia	−0,0189526	0,0083974	−2,257	0,0269
Ln Limpeza (t-1)	0,9165	0,0242936	37,73	<0,0001

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, o último setor se refere aos produtos de higiene pessoal.

Tabela 4 – Dados estatísticos do setor de higiene pessoal

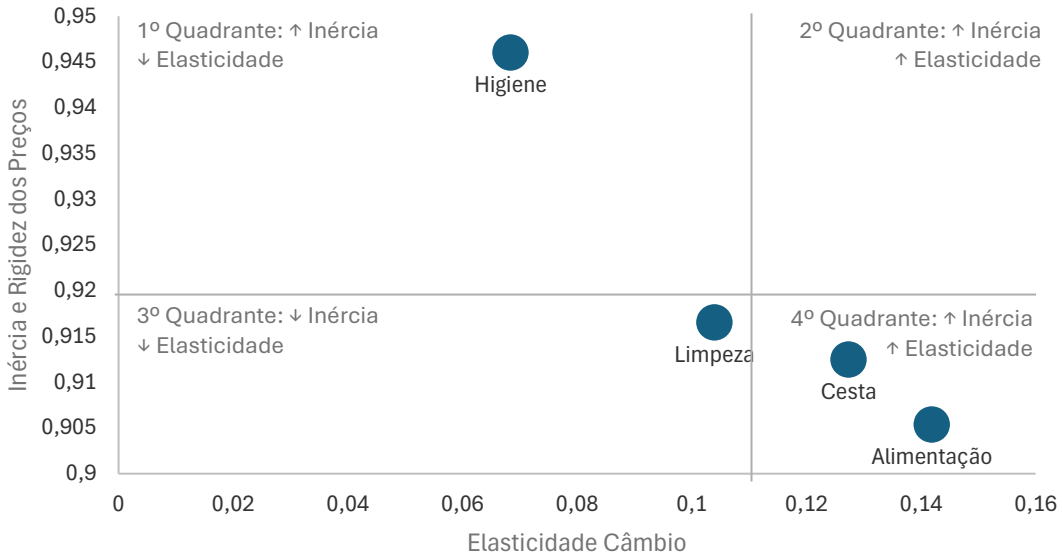
	Coeficiente	***Erro Padrão***	***razão-t***	***p-valor***
Const	0,13211	0,0795589	1,66	0,101
Ln Câmbio (t-4)	0,06843	0,0316415	2,163	0,0338
Dum Pandemia	−0,0125148	0,0086891	−1,440	0,1539
Ln Higiene (t-1)	0,946	0,0270392	34,99	<0,0001

Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 2 mostra a relação entre a inércia dos preços e a elasticidade cambial dos setores da cesta básica distribuindo os coeficientes do câmbio e do preço dos setores defasados em quatro quadrantes. Observa-se que o setor de higiene ocupa posição de alta inércia e baixa elasticidade, indicando preços fortemente rígidos e menor sensibilidade às variações cambiais.

Em contraste, alimentação e a cesta agregada situam-se no quadrante de maior elasticidade e baixa inércia, revelando que esses segmentos não apenas mantêm preços persistentes, mas também repassam custos externos com intensidade, reforçando sua vulnerabilidade às oscilações do câmbio. O setor de limpeza apresenta comportamento intermediário, com menor rigidez e elasticidade moderada, sugerindo maior flexibilidade frente às variações cambiais.

Gráfico 2 - Quadrantes de inércia e elasticidade: análise comparativa dos setores



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em todos os modelos estimados, os valores de R-quadrado obtidos foram elevados, indicando que as variáveis explicativas selecionadas apresentam forte capacidade de representar as variações observadas nos preços dos setores analisados. Esses resultados reforçam a adequação das especificações adotadas, evidenciando que os modelos propostos capturam de forma significativa a dinâmica dos preços no contexto da cesta básica sorocabana — especialmente ao considerar como variável defasada o logaritmo do próprio preço, o que contribuiu substancialmente para os resultados obtidos. Esse entendimento sobre a composição da inflação atual e a relevância da sua rigidez para a formação dos preços é essencial para justificar o elevado grau de explicação da realidade trazida pelo modelo desenvolvido, que incorpora em sua estrutura o preço médio mensal do período anterior.

Para garantir a validade das estatísticas de significância (p-valores) obtidas nos modelos estimados, foram aplicados testes complementares de diagnóstico: o teste de White para verificação de heterocedasticidade e a estatística de Durbin-Watson (DW) para detecção de autocorrelação dos resíduos. Os resultados do teste de White apresentaram p-valores superiores a 0,05 em todos os setores analisados — incluindo a cesta geral — o que indica que não há evidência estatística para rejeição da hipótese nula de heterocedasticidade. Em outras palavras, os resíduos dos modelos apresentam variância constante, atendendo ao pressuposto regressão linear. Adicionalmente, os valores da estatística de Durbin-Watson variaram entre 1,87 e 2,28, intervalo considerado adequado para sugerir ausência de autocorrelação significativa entre os

resíduos. Isso é especialmente relevante em modelos com séries temporais, pois confirma que os erros não estão correlacionados ao longo do tempo, como mostra a tabela 5.

Tabela 5 – Testes de Viabilidade

Testes	Cesta	Higiene	Alimentação	Limpeza
R-quadrado (%)	99,17%	98,57%	99,01%	99,01%
Teste White (p-valor)	0,341736	0,101819	0,168064	0,62737
DW	1,86935	2,27684	1,86075	2,07968

Fonte: Elaborado pelo autor.

Desse modo, embora os modelos apresentem R-quadrado elevado — todos dentro do intervalo de 90% — os testes de diagnóstico reforçam a robustez das estimativas, evidenciando que os modelos não violam os principais pressupostos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Esses resultados conferem maior confiabilidade às inferências realizadas a partir das regressões.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos econométricos para os diferentes setores da cesta básica sorocabana revelam evidências consistentes sobre o papel da variação cambial na formação de preços desses bens essenciais. Em todos os modelos, os coeficientes associados ao câmbio foram positivos e estatisticamente significativos, indicando que o repasse cambial ocorre de forma gradual e setorialmente diferenciada.

A interpretação dos coeficientes como elasticidades permite quantificar esse efeito: uma variação de 1% no câmbio resulta, em média, em um acréscimo de 0,13% nos preços da cesta básica consolidada. No setor de alimentação, o impacto é ainda mais expressivo, com repasse de 0,14%, evidenciando maior sensibilidade às oscilações cambiais, considerando que o setor depende de agrotóxicos e grãos importados, além do incremento de custos logísticos via aumento dos combustíveis. O setor de limpeza apresentou repasse de 0,10%, o que pode estar relacionado à utilização de matérias-primas químicas e embalagens com origem externa. Já o setor de higiene pessoal, embora tenha exibido o menor coeficiente (0,07%), ainda demonstrou uma relação estatisticamente relevante, sugerindo que mesmo produtos com maior produção nacional (como sugerido pelas hipóteses) não estão totalmente imunes às pressões cambiais.

A significância estatística desses coeficientes foi avaliada por meio da estatística p-valor, que apresentou resultados inferiores a 0,05 em todos os setores, confirmando a confiabilidade das estimativas com 95% de confiança. No modelo da cesta básica agregada, o

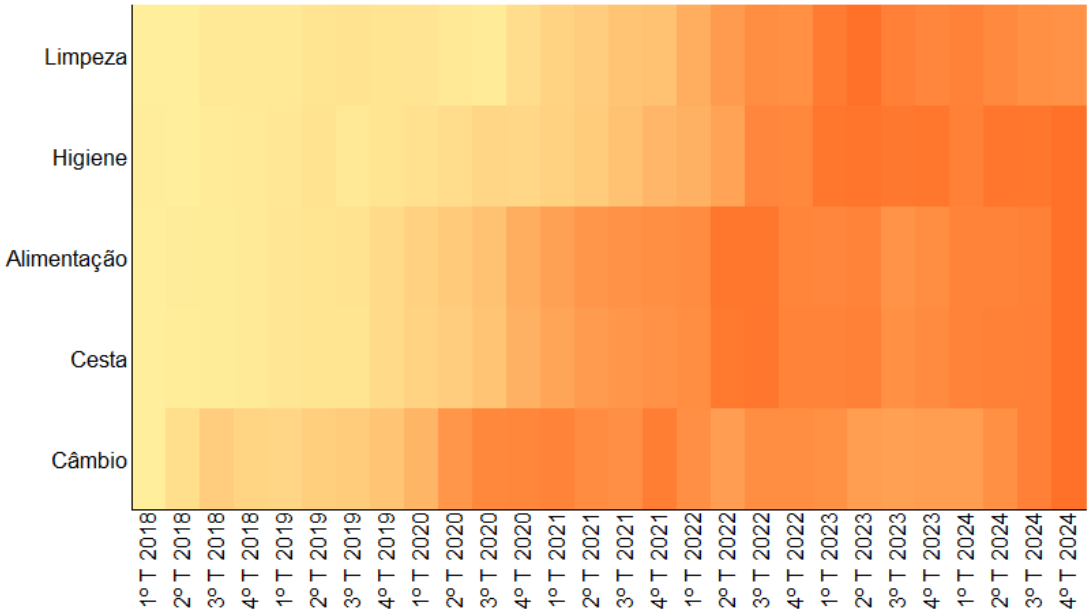
p-valor foi de 0,0033, indicando forte evidência estatística do impacto do câmbio sobre o índice geral de preços. Esse efeito também se confirmou nos modelos setoriais: alimentação apresentou p-valor de 0,0048, limpeza de 0,0006, e higiene pessoal de 0,0338. Embora o setor de higiene tenha exibido o menor grau de significância entre os quatro, todos os valores permanecem abaixo do limite convencional, validando a inclusão da variável cambial nos modelos.

Conforme verificado estatisticamente, a dummy referente a pandemia não apresentou um grau de significância satisfatório para os modelos propostos, sendo inconclusivo esse período para explicar seu impacto nos preços. Ademais, como é possível validar pelo sinal negativo do coeficiente, o impacto da desvalorização do Real nesse período foi contrário ao que se esperava. Em resumo é possível concluir que durante esse período os preços se tornaram mais baratos em comparação com períodos anteriores, mesmo que a desvalorização cambial tenha sido elevada a partir de janeiro de 2020.

O gráfico 3 apresenta um mapa de calor (*heatmap*) que ilustra evolução trimestral da taxa de câmbio nominal em relação aos preços dos setores entre o 1º trimestre de 2018 e o 4º trimestre de 2024. Visualmente há uma clara transição de tonalidades mais claras (tons em amarelo) no período pré-pandemia para tons mais intensos (laranja) a partir de 2020, período em que se inicia a desvalorização do Real devido as incertezas globais.

A mudança de tonalidade é particularmente mais visível no setor de alimentação e na cesta básica agregada, que se correlacionam positivamente com o aumento do câmbio a partir do 4º trimestre de 2019, corroborando um maior *pass-through* se comparando com os setores de higiene e limpeza que apresentam um padrão mais suave compatível com os resultados econométricos de menor impacto cambial. De modo geral, o gráfico reforça o repasse cambial e o efeito de contaminação à medida que o Real se desvaloriza – considerando o curto prazo – complementando os resultados obtidos com as regressões e evidenciando a coerência entre o comportamento visual das séries e os coeficientes estimados nos modelos.

Gráfico 3 – Comparativo entre a taxa de câmbio e o valor da cesta básica (1ºTri 2018 – 4ºTri 2024)



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados do mês de abril de 2020 retirados da amostra por ausência de valores.

Assim, os resultados obtidos não apenas confirmam a relevância da variação cambial na explicação da dinâmica de preços dos setores que compõem a cesta básica, como também evidenciam que os modelos estimados atendem aos principais pressupostos dos Mínimos Quadrados Ordinários. A robustez estatística dos modelos, aliada à consistência dos efeitos estimados, confere maior confiabilidade às suposições feitas. Esses achados sugerem a existência de certo grau de poder de mercado por parte das empresas que comercializam os produtos analisados pelo laboratório de CSA da UNISO.

Essa constatação revela que a inércia e a rigidez dos preços, somadas à característica inelástica dos bens, explicam boa parte das variações observadas na cesta básica, o que contribui significativamente para o entendimento dos mecanismos de transmissão da inflação de modo geral, que, neste caso, transferida para a realidade da cidade de Sorocaba, é parcialmente explicada pela desvalorização do câmbio nominal. Essa desvalorização impacta os preços dos insumos e bens importados, elevando os custos de produção e, consequentemente, os preços finais dos produtos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho até aqui exposto valida de forma parcial a questão levantada no início do artigo, pois, de forma sugestiva, os resultados obtidos a partir dos modelos econométricos mostram que de fato há um *pass-through* que ocorre do câmbio para cesta básica da cidade de

Sorocaba, e esse resultado pode estar atrelado ao poder de mercado das empresas que agindo em concorrência imperfeita (oligopólios e monopólios) repassam seus custos. De igual modo assume-se que parte desse repasse também é influenciado pelas propriedades inelásticas dos bens que compõem a cesta, já que são essenciais ao consumo e, por esse motivo, as variações de preços provenientes do aumento de custos via insumos importados e matérias-primas pouco afetam a quantidade demandada.

Dessa forma, aceita-se a hipótese levantada de que o repasse cambial se dá no âmbito microeconômico devido aos fatores descritos acima. Tais conclusões ressaltam o atingimento dos objetivos levantados, pois, de acordo com os resultados obtidos e a literatura colocada, as variáveis explicativas do modelo explicam a variável endógena com embasamento teórico relevante. Da mesma forma foi possível averiguar com exatidão a porcentagem de repasse da variação do câmbio com grau de significância positivo do ponto de vista econométrico, validando com alto nível de qualidade e ajuste à realidade observada no período analisado, além disso, os conceitos de inércia e rigidez inflacionária, aliados às expectativas dos agentes econômicos ampliam o debate ao oferecer uma compreensão mais abrangente dos mecanismos que influenciam a formação do fenômeno inflacionário, tanto na economia nacional quanto no município de Sorocaba.

Como sugestão para pesquisas futuras, seria altamente relevante se debruçar sobre os produtos da cesta básica individualmente, identificando as empresas responsáveis por sua oferta no mercado. Isso permitiria realizar cálculos mais sofisticados utilizando índices de concentração, que ajudam a mensurar o poder de mercado das firmas. Além disso, seria importante avaliar qualitativamente possíveis barreiras à entrada, características dos produtos e sua estrutura produtiva, verificando seu poder de mercado e identificando eventuais dependências de insumos importados. Com isso seria possível estabelecer um critério mais robusto para reforçar a hipótese levantada e validar os resultados dos modelos com maior precisão lógica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, Stefan Silva; SILVA, Igor Ézio Maciel; LEITE, Fabrício Pitombo. **Pass-through cambial no Brasil:** pressão de custos em uma abordagem insumo-produto. Nova Economia, v. 33, n. 2, p. 475–502, 2023. Disponível em: https://www.scielo.br/j/neco/a/mbVzTj5k3bRYVw8SVJyTWCy. Acesso em: 23 out. 2025.

CARVALHO, Fernando J. Cardim; SICSÚ; João; STUDART, Rogério *et al*. **Economia Monetária e Financeira**. 3. ed. Rio de Janeiro. Elsevier, 2015.

CAMPA, José Manuel. **Exchange Rate Pass-Through into Import Prices:** A Macro or Micro Phenomenon?. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, v.8934, n.[S.I], p.[S.I], 2002. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8934.pdf>. Acesso: 14 mar. 2025.

CAMPA, José Manuel; GOLDBERG, Linda S. **Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivityof the CPI to Exchange Rates**. Review of Economics and Statistics, v. 92, n. 2, p. 392-407, 2010. Disponível em: https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr247.html. Acesso: 26 mar. 2025.

DORNBUSCH, Rudiger. **Exchange Rates and Prices**. American Economic Review, v.77, n.1, p.93-106, 1987. Disponível em: Exchange Rates and Prices | NBER. Acesso: 25 mar. 2025.

GREMAUD, Amaury; MONTORO, André; LANZANA, Antonio *et al*. **Manual de Economia**. 3. ed. São Paulo. Saraiva, 2002.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5 ed. Porto Alegre. AMGH Editora Ltda, 2011.

LOPES, João do Carmo; ROSSETTI, José Paschoal. **Economia Monetária**. 8. ed.. São Paulo. Atlas, 2002.

MANKIW, N. Gregory. **Introdução à Economia**. 2. ed. Rio de Janeiro. Campus, 2001.

SIMONSEN, Mário Henrique. 30 Anos de Indexação. 1. ed. Rio de Janeiro. Fundação Getúlio Vargas, 1995.

SAMUELSON, Paul Anthony. **Fundamentos da Análise Econômica**. 5. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1997.

SILVA, Glauco Freire; LIMA, Lincoln Diogo; GARCIA, Renato Vaz. **Sorocaba em Desenvolvimento:** Uma análise da evolução econômica entre 2002 e 2020. [S.I]. Sorocaba. Eduniso, 2023. Disponível em: Sorocaba em desenvolvimento: uma análise da evolução econômica entre 2002 e 2020 | Editora da Universidade de Sorocaba (Eduniso). Acesso: 22, abril. 2025.

TAYLOR, John B. **Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms**. European Economic Review, v. 44, n. [S.I], p.1389-1408, 2000. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292100000374>. Acesso: 10 mar. 2025.

VASCONCELOS, Marco Antonio Sandoval. **Economia Micro e Macro**. São Paulo: Atlas, 2022.

YOSHINAGA, Claudia Emiko; CASTRO JUNIOR, Francisco Henrique Figueiredo de; ROCHMAN, Ricardo Ratner; EID JUNIOR, William. **O impacto cambial no consumo dos brasileiros e a necessidade de diversificação internacional**. São Paulo: FGV EAESP, 2024. Disponível em: impacto_do_cambio_no_consumo_do_brasileiro.pdf. Acesso: 20, outubro. 2025.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Dados da cesta básica e taxa de câmbio nominal USD/BRL.

Anos	Câmbio (USD/BRL)	Alimentação	Limpeza	Higiene	Cesta
jan/18	3,21	475,99	38,38	52,55	566,92
fev/18	3,24	458,91	38,59	53,14	550,63
mar/18	3,28	461,21	38,46	53,94	553,62
abr/18	3,41	458,87	37,73	53,11	549,71
mai/18	3,64	470,99	38,58	52,24	561,80
jun/18	3,77	505,92	38,60	52,62	597,14
jul/18	3,83	484,15	39,50	53,83	577,47
ago/18	3,93	479,09	39,73	53,72	572,55
set/18	4,12	475,09	39,99	54,40	569,47
out/18	3,76	484,79	39,39	53,74	577,92
nov/18	3,79	482,44	39,54	53,69	575,66
dez/18	3,88	491,04	40,29	54,86	586,19
jan/19	3,74	493,67	39,67	55,12	588,47
fev/19	3,72	506,07	39,46	54,88	600,41
mar/19	3,85	513,35	39,96	54,69	608,01
abr/19	3,90	519,16	40,69	56,84	616,69
mai/19	4,00	511,71	41,03	56,44	609,17
jun/19	3,86	512,56	40,78	55,21	608,56
jul/19	3,78	517,59	40,53	55,00	613,12
ago/19	4,02	513,77	41,21	53,90	608,88
set/19	4,12	515,91	41,70	54,48	612,09
out/19	4,09	516,30	40,74	54,65	611,69
nov/19	4,16	559,11	41,42	55,91	656,43
dez/19	4,11	590,47	40,49	57,01	687,97
jan/20	4,15	586,38	40,60	57,74	684,72
fev/20	4,34	582,62	40,52	56,21	679,35
mar/20	4,88	596,29	40,60	56,21	693,09
mai/20	5,64	633,50	39,86	56,80	730,16
jun/20	5,20	626,32	39,03	59,40	724,75
jul/20	5,28	623,17	39,34	58,96	721,47
ago/20	5,46	649,57	38,92	60,40	748,89
set/20	5,40	682,11	40,02	60,13	782,25
out/20	5,63	698,72	40,70	58,84	798,27
nov/20	5,42	738,89	42,25	58,79	839,93
dez/20	5,15	776,91	44,49	60,47	881,87
jan/21	5,36	765,99	45,57	60,45	872,01
fev/21	5,42	806,01	44,13	60,60	910,73
mar/21	5,65	794,98	44,82	61,80	901,60
abr/21	5,56	832,09	44,78	62,18	939,05
mai/21	5,29	827,38	46,34	62,28	936,00
jun/21	5,03	840,40	46,89	63,12	950,41
jul/21	5,16	844,96	47,47	62,98	955,41
ago/21	5,25	844,74	48,76	63,62	957,13
set/21	5,28	860,72	47,68	69,82	978,21
out/21	5,54	870,46	47,41	69,51	987,37

nov/21	5,56	848,95	48,51	67,45	964,92
dez/21	5,65	869,58	49,77	68,54	987,88
jan/22	5,53	868,06	51,17	68,52	987,74
fev/22	5,20	852,51	54,52	70,41	977,44
mar/22	4,97	904,29	54,56	70,61	1029,46
abr/22	4,76	954,53	56,36	72,45	1083,34
mai/22	4,96	980,71	57,79	74,58	1113,08
jun/22	5,05	955,96	57,85	73,70	1087,50
jul/22	5,37	973,00	61,27	81,35	1115,62
ago/22	5,14	946,61	60,04	82,84	1089,49
set/22	5,24	961,46	59,71	81,15	1102,31
out/22	5,25	900,80	59,58	81,52	1041,90
nov/22	5,27	903,09	60,20	80,94	1044,22
dez/22	5,24	907,61	60,23	81,50	1049,34
jan/23	5,20	906,01	64,58	86,46	1057,05
fev/23	5,17	896,14	64,18	86,21	1046,53
mar/23	5,21	885,76	65,01	85,85	1036,62
abr/23	5,02	901,01	66,79	88,25	1056,06
mai/23	4,98	919,42	67,02	86,68	1073,12
jun/23	4,85	897,98	66,66	84,69	1049,32
jul/23	4,80	857,48	64,34	85,37	1007,19
ago/23	4,90	836,49	63,15	85,35	984,99
set/23	4,94	831,73	62,95	86,19	980,87
out/23	5,06	844,84	62,67	86,60	994,12
nov/23	4,90	870,32	62,99	85,94	1019,25
dez/23	4,90	880,79	60,70	86,22	1027,71
jan/24	4,91	905,28	63,05	81,65	1049,98
fev/24	4,96	910,51	62,83	84,81	1058,15
mar/24	4,98	899,30	63,06	83,12	1045,47
abr/24	5,13	898,91	61,80	86,97	1047,68
mai/24	5,13	906,38	60,50	86,60	1054,97
jun/24	5,39	924,67	61,40	85,59	1071,66
jul/24	5,54	921,95	60,84	86,00	1068,80
ago/24	5,55	907,80	59,57	85,95	1053,32
set/24	5,54	920,60	59,41	86,32	1066,33
out/24	5,62	944,06	58,93	86,02	1089,02
nov/24	5,81	984,99	59,88	87,53	1132,40
dez/24	6,10	1017,20	59,44	88,97	1165,61