



**PUC-SP**

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE SÃO PAULO**

**MATHEUS DE OLIVEIRA ALMEIDA**

**“A INFLUÊNCIA DOS IMPOSTOS NA DEMANDA POR CARROS NO BRASIL:  
Otimização da arrecadação com Base na Curva de Laffer.”**

**MONOGRAFIA DE BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**SÃO PAULO  
2025**

MATHEUS DE OLIVEIRA ALMEIDA

A INFLUÊNCIA DOS IMPOSTOS NA DEMANDA POR CARROS NO BRASIL:  
Otimização da arrecadação com Base na Curva de Laffer.

Monografia submetida à apreciação da banca examinadora do Departamento de Economia como a exigência parcial para a obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas. Elaborada sob a orientação do Professor Antônio Carlos de Moraes.

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária  
Pontifícia Universidade Católica de São Paulo – PUCSP  
Abril/2025

Esta monografia foi examinada pelos professores abaixo relacionados e aprovada com nota final \_\_\_\_\_ (\_\_\_\_\_).

---

---

---

Autorizo a disponibilização desta monografia para consulta pública e utilização como referência bibliográfica, mas sua reprodução total ou parcial somente pode ser feita mediante autorização expressa do autor, nos termos da legislação vigente sobre direitos autorais.

São Paulo, \_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_.

Àquela que, no silêncio do calvário, compartilhou do martírio e  
das dores de uma alma transpassada.

## **AGRADECIMENTO**

Agradeço a todos que, em contraste com meus merecimentos, dedicaram parte de suas vidas à tarefa de me fornecer o sustento – de todos os tipos – necessário para que eu chegasse até aqui.

“Não deixaremos de explorar  
E o fim de toda nossa exploração  
Será chegarmos ao ponto de onde partimos  
E conhecer o lugar pela primeira vez.” – T. S. Eliot.

“Um problema está, de início, resolvido, se está bem colocado.” – Otto Maria Carpeaux.

“Os pobres ficam ainda mais pobres quando têm de sustentar os burocratas nomeados  
supostamente para enriquecê-los.” – Mario Henrique Simonsen.

## RESUMO

ALMEIDA, Matheus de Oliveira. **A INFLUÊNCIA DOS IMPOSTOS NA DEMANDA POR CARROS NO BRASIL: Otimização da arrecadação com Base na Curva de Laffer.** Monografia – Curso de Ciências Econômicas, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, 2025.

**Introdução:** O trabalho analisa a influência dos impostos sobre a demanda por automóveis no Brasil. **Objetivo:** verificar se a política tributária aplicada ao setor automobilístico foi eficiente na maximização da arrecadação fiscal e na preservação da demanda. **Material e Métodos:** utiliza-se uma abordagem empírica baseada em ferramentas da microeconomia e da econometria, considerando dados referentes ao período de 2002 a 2022. **Resultado:** mostram que o aumento da carga tributária reduz significativamente as vendas de veículos e que as alíquotas praticadas no período analisado estiveram acima do nível capaz de maximizar a arrecadação, indicando desperdício arrecadatório. O modelo apresentou boa capacidade explicativa e validade estatística, com evidências de cointegração entre as variáveis. **Discussão:** há espaço para aprimorar a política tributária do setor, buscando maior eficiência sem comprometer o acesso da população ao consumo de automóveis, respeitando as limitações práticas e os múltiplos objetivos envolvidos.

**Palavras-chave:** Estimação por Mínimos Quadrados (C51). Precificação (D49). Curva de Laffer (H21). Tributação Ótima (H21). Eficiência Tributária (H21).

## **ABSTRACT**

ALMEIDA, Matheus de Oliveira. **THE INFLUENCE OF TAXES ON CAR DEMAND IN BRAZIL: Revenue Optimization Based on the Laffer Curve.**

**Introduction:** *This study analyzes the influence of taxes on car demand in Brazil.*

**Objective:** *To assess whether the tax policy applied to the automotive sector has been effective in maximizing fiscal revenue while preserving demand.*

**Materials and Methods:** *An empirical approach is employed, grounded in microeconomic and econometric tools, using data from the period 2002 to 2022.*

**Results:** *The findings show that increases in the tax burden significantly reduce vehicle sales, and that the tax rates applied during the analyzed period were above the level capable of maximizing revenue, pointing to a revenue shortfall. The model demonstrated good explanatory power and statistical validity, with evidence of cointegration among the variables.*

**Discussion:** *There is room to improve the sector's tax policy, aiming for greater efficiency without compromising the population's access to car consumption, while respecting practical constraints and the multiple objectives involved.*

**Keywords:** *Least Squares Estimation (C51). Pricing (D49). Laffer Curve (H21). Optimal Taxation (H21). Tax Efficiency (H21)*

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>9</b>
<b>1. O FERRAMENTAL TEÓRICO</b> .....	<b>11</b>
1.2 CURVA DE LAFFER .....	11
1.3 ECONOMETRIA .....	12
1.4 ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS .....	12
<b>2. A COMPOSIÇÃO DA DEMANDA</b> .....	<b>14</b>
2.1 O MODELO .....	14
2.2 CARROS, O ALVO.....	14
2.3 MACROECONOMIA, RENDA E CRÉDITO.....	15
2.4 IMPOSTOS .....	15
<b>3. O MODELO</b> .....	<b>18</b>
3.1 LICENCIAMENTOS TOTAIS DE CARROS NO ANO CORRENTE.....	18
3.2 IMPOSTO MÉDIO PONDERADO NO ANO CORRENTE.....	18
3.3 FROTA POR HABITANTE .....	19
3.4 RENDA .....	20
3.5 CRÉDITO.....	21
3.6 MODELO .....	21
3.7 AS HIPÓTESES SUBJACENTES AO MÉTODO .....	23
3.8 OS IMPOSTOS FORAM ADEQUADOS?.....	24
3.9 O MODELO COMO INDICADOR FUTURO? .....	29
<b>CONCLUSÃO</b> .....	<b>31</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>32</b>
<b>APÊNDICE A</b> .....	<b>37</b>
<b>APÊNDICE B</b> .....	<b>46</b>

## INTRODUÇÃO.

Na análise de políticas fiscal e tributária, é comum se deparar com um debate econômico pautado no famoso dilema resultante do confronto entre as necessidades de acesso por parte da população a determinadas cestas de produtos e a responsabilidade fiscal das contas públicas. Não há solução milagrosa que resolva este problema. Os impostos fazem parte da composição dos custos e estes compõem a formação de preços, atuando, portanto, de forma indireta – além de seu objetivo direto, que é a arrecadação para as contas públicas – como um balizador das demandas agregadas de um setor.

A discussão ganha ainda mais intensidade quando o exemplo recai sobre um setor de alta relevância para ambos os lados da questão. É o caso do setor de automóveis, cujo valor movimentado é alto, o que o torna um dos principais setores alvejados pelos formuladores de políticas – representou 2,5% do PIB no ano de 2019 (Anfavea, 2023) – e é socialmente relevante o suficiente para que seu desempenho se transforme em fator de peso no capital político dos governos. É daí que se pode afirmar que, quando se trata de políticas públicas que prometem facilitar ou dificultar a vida dos consumidores de automóveis, o que está em jogo é, antes de tudo, um intenso debate público de natureza política. Por isso, candidatos que prometem facilitar o acesso à aquisição de automóveis tendem a ganhar capital político junto à população, composta por potenciais consumidores. Em contrapartida, perdem apoio entre o nicho de eleitores mais preocupados com pautas ambientais ou com a responsabilidade fiscal.

O objetivo geral deste trabalho é verificar se os níveis de carga tributária no setor automobilístico brasileiro são ou não, adequados. Para responder a essa questão, adotam-se como critérios exclusivos de sucesso dois indicadores: o nível de arrecadação tributária (quanto maior, melhor) e o acesso da população em geral ao consumo de automóveis (quanto maior, melhor). Essa ponderação é essencial e sutil — no sentido de não ser óbvia —, haja vista que, sob outra perspectiva, poder-se-ia considerar como sucesso justamente o oposto, priorizando, por exemplo, a preservação ambiental em detrimento do aumento da arrecadação ou do acesso popular ao consumo de automóveis.

O objetivo deste trabalho é, também, verificar se é possível aferir o grau de sensibilidade da demanda por esses produtos às variações de preço, decorrentes, por sua vez, de alterações tributárias ocorridas nos últimos anos.

Os objetivos específicos da pesquisa são:

- Analisar os números do setor no período de 2002 a 2022

- Propor um modelo, com base nos pressupostos microeconômicos, que explique teoricamente uma possível equação de formação de demanda por carros no país
- Verificar a possibilidade de mensuração do comportamento da demanda por carros no Brasil, quando se utiliza a econometria e as variáveis propostas pelo modelo como ferramentas
- Investigar se as políticas tributárias e as cargas aplicadas foram ou não benéficas de modo geral para a economia e o desenvolvimento do setor no Brasil, com base nos critérios de sucesso positivo anteriormente descritos
- Verificar se os resultados obtidos são passíveis de boa utilização como ferramenta preditiva, afim de sugerir caminhos para reformas tributárias

No primeiro capítulo, apresenta-se uma breve descrição sobre a metodologia e as ferramentas utilizadas. No segundo capítulo, apresenta-se a lógica teórica presente no panorama de criação do modelo econométrico a ser testado. No terceiro capítulo, ao final, apresenta-se a conclusão sobre se houve ou não, uma utilização adequada da política tributária em benefício do setor e da economia brasileira como um todo.

## 1. O FERRAMENTAL TEÓRICO

O presente capítulo tem como finalidade informar quais serão as ferramentas utilizadas ao longo do trabalho.

### 1.2 CURVA DE LAFFER

O trade-off entre impostos e nível de consumo é uma pauta que já está em discussão na ciência econômica há alguns anos. Essa relação é frequentemente associada a um modelo teórico conhecido como a Curva de Laffer, que aponta a relação entre alíquotas aplicadas e arrecadação tributária. A ideia do modelo é que, conforme o governo tributa uma atividade econômica, chega uma hora em que a tributação “basta”; pois, nesse momento, aumentar a tributação irá, na verdade, diminuir a quantidade de dinheiro que o governo conseguirá extrair, via impostos, da economia. Em geral, isso acontece porque a tributação atua como um desestímulo à atividade econômica: “subtrai” a riqueza de quem produz e encarece o preço para quem compra. Quanto maior a subtração, mais desestimulado a produzir estará o capitalista. E quanto mais caro um consumidor precisar pagar, menos ele comprará — seja pelo custo de oportunidade em gastar com outras coisas (por exemplo: bens substitutos) ou pela restrição orçamentária.

O modelo – que geralmente é expresso graficamente – afirma que quando a alíquota é nula, a arrecadação será nula, pois zero por cento de qualquer valor resulta em zero. À medida que a alíquota cresce, a arrecadação a acompanha até um certo ponto de inflexão, no qual o impacto do desestímulo é tamanho que a atividade econômica se retrai a tal ponto que, mesmo com alíquotas maiores, a arrecadação total passa a ser menor do que era antes sob tarifas menores (Varian, 2015 p. 287). Por fim, a última comunicação gráfica da Curva de Laffer é que, sob uma hipotética alíquota de 100%, o efeito do desestímulo econômico seria total, resultando em uma arrecadação nula — faz sentido: num mundo em que tudo fosse confiscado sob forma de tarifas, ninguém seria incentivado para produzir coisa alguma.

O efeito descrito por Laffer não é facilmente captado na análise de agregados macroeconômicos. Um alerta nesse sentido foi feito por Mário Henrique Simonsen, ao observar que, quando se depositou confiança excessiva no modelo — referindo-se à aplicação durante a gestão Reagan como tentativa de aumentar a arrecadação fiscal — ele fracassou e trouxe consequências severas (Simonsen, 2009, p. 601). Outros estudiosos da área também tentaram, por diversas vezes, estimar os efeitos da Curva de Laffer na economia brasileira, como é o caso dos professores Amaury José Rezende, da FEA-RP, e Emanuel Marcos Lima, da UFMS. A

constatação foi, igualmente, de inconstância nas observações; ora o efeito era observado, ora não era (Lima & Rezende, 2019, p. 254).

Esses impasses de verificabilidade empírica, entretanto, não comprometem a coerência lógica do modelo de Laffer, que permanece sólido e bem estruturado. Além disso, a simplificação observacional para um setor específico da economia, como o setor automobilístico, pode ajudar na captação do efeito.

Além da importância de análise setorial, o presente trabalho se justifica a partir da necessidade permanente da ciência econômica de testar empiricamente o comportamento de suas teorias; que em geral, são generalizações explicativas da realidade e atuam como instrumentos que facilitam o processo de investigação e previsão do cientista.

### **1.3 ECONOMETRIA**

Para verificar empiricamente a relação entre impostos e demanda no setor automobilístico, este trabalho recorre à econometria padrão, assumindo o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Essa ferramenta estatística clássica permite estimar a relação entre variáveis quantitativas, fornecendo uma análise explicativa sobre os impactos históricos da tributação na formação de preços e no comportamento da demanda.

O uso do MQO possibilita, portanto, construir um modelo econométrico explicativo, capaz de mensurar os efeitos observados no passado e identificar a significância estatística e econômica dos impostos sobre o mercado de automóveis. Essa abordagem inicial é fundamental para compreender a dinâmica do setor sob a ótica dos dados históricos, antes de avançar para técnicas mais sofisticadas de previsão (Gujarati, 2011, p. 78).

O modelo obtido pelo MQO servirá como base para interpretar os efeitos da política tributária no mercado, sendo uma ferramenta robusta e consagrada no ferramental da análise econômica empírica.

### **1.4 ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS**

A econometria de séries temporais representa uma ferramenta estatística mais avançada, voltada para o estudo de dados organizados cronologicamente. Com ela, será possível realizar uma abordagem complementar à análise feita via MQO: além de explicar o passado, busca-se avaliar a possibilidade de prever o comportamento futuro da demanda, diante de variações tributárias.

A análise inicial, realizada pelo MQO, não é tão afetada pelo critério de estacionariedade, uma vez que seu foco está nas relações observadas historicamente. Porém, ao

se buscar um modelo com fins preditivos, a verificação da estacionariedade torna-se indispensável. Esse critério define se uma série temporal mantém propriedades estáveis ao longo do tempo, o que é condição necessária para garantir a validade estatística das previsões (Gujarati, 2011, p. 735).

A partir da verificação da estacionariedade, poderá ser proposta a manutenção do modelo como ferramenta preditiva ou a revisão de um segundo modelo ajustado, distinto do modelo explicativo inicial. Seja qual for o modelo de previsão escolhido, este visará fornecer resultados que possam subsidiar a formulação de políticas públicas futuras, oferecendo um instrumento quantitativo de apoio à tomada de decisão.

## 2. A COMPOSIÇÃO DA DEMANDA

O presente capítulo tem como finalidade explicar os motivos e a racionalidade lógica por trás da ideia que pautará a formação da equação do modelo que será testada. Aqui estão os motivos pelos quais cada variável foi escolhida para ajudar nas estimativas.

### 2.1 O MODELO

Para iniciar os trabalhos de estimativa da demanda por carros, a fim de conferir os impactos de variações nas variáveis chave, o primeiro passo é ter um planejamento de quais variáveis serão consideradas as mais importantes no processo de formação desta demanda. Para isso, devem ser considerados alguns pontos. Dentre eles: se os dados escolhidos fazem sentido com a teoria de formação de demanda e a disponibilidade e confiabilidade dos dados.

A série de dados escolhida para ser o regressando foi:

- Licenciamentos totais de carros no ano corrente.

As séries de dados escolhidas como regressores foram:

- Imposto médio ponderado no ano corrente, cujo nome será explicado no capítulo seguinte.
- Frota de veículos em circulação por habitante.
- Renda per capita do país no ano corrente.
- Taxa básica de juros praticada no ano corrente.

Os detalhes de cada uma destas séries de dados serão explicados com suas nuances, nas linhas adiante, ainda neste capítulo.

### 2.2 CARROS, O ALVO

O produto principal, foco da atenção deste trabalho, são veículos comerciais, sendo que a palavra “comercial” significa doméstico, no sentido que se refere aos automóveis comercializados e destinados a famílias comuns para uso geral delas. Isto significa que não é foco de atenção o comércio de automotores agrícolas e utilitários, tal como tratores, caminhões, vans etc. visto que estes são produtos demandados em função das atividades comerciais às quais são designados, sendo, portanto, um mercado alheio.

Os dados publicados pela Anfavea para licenciamento (venda de carros novos), são publicados por categoria de combustível do carro (Anfavea, 2023, p. 58). A categoria mais adequada para considerar a finalidade deste trabalho é a quantidade total de carros licenciados, uma vez que esta é o número exato de carros vendidos e que entram em circulação no ano

corrente, sem considerar possíveis distorções de produção – já que as fabricantes podem regular o nível de produção com a finalidade de ajustar estoques – no mercado.

Outro ponto a respeito do alvo que se atentará é a satisfação da população com a quantidade de carros já em poder dela. Carros são bens de consumo duráveis e de alto valor agregado. Portanto, não é razoável supor que os consumidores realizariam novas compras apenas em resposta aos efeitos estimados, desconsiderando o quanto a frota existente já atende suas necessidades – afinal, como mostra a teoria microeconômica, quanto mais em posse de um consumidor um determinado bem já está, de menos utilidade serão as próximas unidades adicionais deste bem (Henderson & Quandt, 1976, p. 6).

### **2.3 MACROECONOMIA, RENDA E CRÉDITO**

A renda, sem dúvida alguma, é uma variável explicativa para o consumo. Quanto maior a renda de uma família, maior a quantidade de produtos que ela pode consumir (Henderson & Quandt, 1976 p. 28). Desde 1967 o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística divulga a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, o PNAD. Estes dados, de caráter público, tornam possível saber qual a renda média per capita dos residentes do país a fim de mensurar, dentre outros, o efeito da renda na demanda do setor.

Adicionalmente, com certeza um fator impactante real na determinação da demanda por veículos e outros bens de alto valor agregado – no mundo todo, mas especialmente no Brasil – é o acesso ao crédito. Quanto mais fácil o acesso ao crédito, maior é o incentivo para que as vendas no setor aumentem, por conta da dificuldade de muitos em conseguir adquirir um automóvel com poupança própria (Henderson & Quandt, 1976, p. 290).

### **2.4 IMPOSTOS**

O imposto, no presente modelo, é uma variável instrumental. Isto significa que ele está substituindo e exercendo o papel de uma outra variável, que neste caso, seria o preço (Wooldridge, 2015 p. 453). Importante notar que não é razoável assumir que o nível de impostos se relacione, ele próprio, de maneira causal com o que se está tentando estimar: vendas; pois ninguém deixa de comprar algo por uma espécie de “fetiche anti-imposto”, isto é, não é o quanto o governo vai receber por aquela aquisição que determina se o consumidor está ou não, a fim de adquirir o produto. Na verdade, o consumidor deixa de comprar algo por conta de taxas elevadas de imposto na medida em que essas taxas impactam o preço (Varian, 2015, p. 299). Isso ocorre na medida em que a elasticidade-preço da demanda é elástica e também na medida em que as empresas conseguem absorver para si o custo dos impostos (elas podem não repassar

o imposto ou repassar a taxas menores, mantendo seus preços competitivos). Em resumo, esta é uma razoável substituição instrumental, do ponto de vista lógico, uma vez que os impostos se relacionam com o preço, ao passo que, este se relaciona com as vendas. É por isso que o imposto é chamado aqui de “variável instrumental”; pois é um regressor que não responde causalmente ao regressando, mas responde a um outro regressor “escondido” e que este sim, responde ao regressando.

Como o objetivo do presente trabalho é medir o impacto na demanda a partir de variação dos tributos, e não dos preços em si, é mais razoável esta movimentação. Demonstra-se o que se supõe, a seguir, para embasamento teórico acerca da escolha do imposto como regressor exercendo o papel de variável instrumental:

$$P = C * (1 + \pi) \quad (2.4.1)$$

$$C = C_f + C_v \quad (2.4.2)$$

$$P = (C_f + C_v) * (1 + \pi) \quad (2.4.3)$$

$$P_x = P * (1 + t) \quad (2.4.4)$$

$$D_c = f(P_x) \quad (2.4.5)$$

$$D_c = f(C_f, c_v, t, \pi) \quad (2.4.6)$$

Onde:

P = Preço sem o imposto.

C = Custo total.

$\pi$  = Taxa de lucro do produtor.

C<sub>f</sub> = Custos fixos envolvidos na produção.

C<sub>v</sub> = Custos variáveis envolvidos na produção.

P<sub>x</sub> = Preço final ao consumidor.

t = alíquota de impostos.

D<sub>c</sub> = demanda por carros.

Como se pode observar, o preço é determinado, dentre outros fatores, pelos custos (Henderson & Quandt, 1976, p. 97). Os custos se somam ao lucro para determinar os preços sem os impostos. Estes, se somam aos impostos para determinar os preços finais que os consumidores terão de pagar efetivamente, se quiserem efetuar a compra.

Os consumidores, não possuem dinheiro infinito e isso implica que, justamente por eles terem uma restrição orçamentária, eles otimizam como irão gastar seu dinheiro, a fim de maximizarem as suas satisfações. A quantidade de bens que eles podem adquirir para escolherem sua cesta de produtos a serem comprados, depende do preço de cada um destes bens

que ele avalia ao montar esta cesta. Portanto, os consumidores irão demandar um bem, em determinada quantidade, em função do preço deste bem (Varian, 2015, p. 75).

Se a demanda é função do preço e o preço é função do imposto, é consistente assumir que o imposto é uma variável que impacta, ainda que indiretamente, no nível demandado de um respectivo produto (Varian, 2015, p. 299).

Os dados acerca dos impostos cobrados nos produtos do setor automotivo são divulgados nos anuários da indústria (Anfavea, 2023, p. 46) e estão apresentados no presente trabalho no Apêndice A, nas Tabelas A3 e A4. O governo brasileiro adota tarifas que variaram ao longo do tempo e que são diferentes para cada tipo específico de produto do mercado de automóveis. Além disso, a variação nas alíquotas ao longo dos anos é muito alta e às vezes são várias as alíquotas cobradas ao longo de um mesmo ano, para o mesmo segmento (é o caso de períodos em que vigoram políticas públicas de subsídio no setor). Isto faz necessário o processo de criação de uma série de dados adaptada para o modelo do presente trabalho considerando todas estas nuances. A fórmula geradora desta série e os motivos pelos quais ela foi escolhida serão exibidos mais adiante, no próximo capítulo.

### 3. O MODELO

O objetivo do presente capítulo é explicar o que são as variáveis utilizadas; tanto das séries compostas de dados fixos quanto as fórmulas geradoras de séries adaptadas para cumprir o objetivo do trabalho. Também serão analisados neste capítulo os resultados do modelo estimado em MQO e a existência da possibilidade de criação de um modelo baseado em econometria de séries temporais, para realizar previsões futuras.

#### 3.1 LICENCIAMENTOS TOTAIS DE CARROS NO ANO CORRENTE

O regressando do modelo, no software econométrico, chama-se “*VendasEst*”. Basicamente, este dado se refere às vendas de automóveis. Esta série de dados é resultante da soma das 3 primeiras colunas da tabela “2.5 Licenciamento de autoveículos novos por combustível - 1957/2022” – exibida na *Tabela A1* – do relatório da Anfavea (Anfavea, 2023 p. 58). As colunas exibem o número de licenciamentos por ano de automóveis por combustível, sendo gasolina, etanol e flex, respectivamente. Para finalidade de observação, fica registrado que nas observações desta série, não estão consideradas as vendas de carros elétricos nem os que são movidos a óleo diesel. O nome desta série, como base de dados inserida – e não estimada; no sentido que a série resultante estimada terá um outro nome – no modelo é “*VendasEst\**”. A série está exibida na Tabela A2 e sua fórmula geradora é:

$$VendasEst^* = Lg + Le + Lf \quad (3.1.1)$$

Onde:

Lg = Licenciamentos de carros movidos a gasolina no ano corrente.

Le = Licenciamentos de carros movidos a etanol no ano corrente.

Lf = Licenciamentos de carros flex no ano corrente.

#### 3.2 IMPOSTO MÉDIO PONDERADO NO ANO CORRENTE

O imposto médio ponderado no ano corrente, no software econométrico, chama-se “*Imp*”. Os anuários estatísticos da ANFAVEA mostram os impostos para automóveis, por cada categoria (Anfavea, 2023, p. 46). Existem no geral, impostos para carros de motores de até 1.000 cilindradas, motores até 2.000 cilindradas movidos exclusivamente a gasolina, motores até 2.000 cilindradas movidos exclusivamente a etanol ou flex (etanol e gasolina), carros com motores maiores que 2.000 cilindradas movidos exclusivamente a gasolina e carros com motores maiores que 2.000 cilindradas movidos exclusivamente a etanol ou flex (etanol e gasolina).

Para a finalidade do presente trabalho, faz-se necessário um indicador médio ponderado para obtenção de um nível de imposto adequado para representar o mercado como um todo no período; deve-se considerar o número de carros vendidos de cada categoria tributária e o tempo de duração das alíquotas no mercado.

As regras simplificadoras assumidas na geração desta série, foram:

- a. Carros movidos a Álcool e Flex, foram considerados os mesmos, pois ao longo da série a diferença entre a soma destes e o número de vendas de carros Flex, é muito baixa e quase nula; isso se deve ao fato de que carros movidos exclusivamente a álcool, praticamente saíram do mercado (Anfavea, 2023, p. 58).
- b. Os “impostos totais presentes no preço” considerados, são as médias simples de produtos da mesma categoria de combustível; ocorre esta simplificação, pois dentro de uma mesma categoria, existem tarifas praticadas diferentes. Exemplo: Há um imposto para carros a gasolina com motor de até 2.000 cilindradas e uma outra alíquota para carros movidos também a gasolina, com motores acima desta potência. Portanto, para finalidade de simplificação, considerou-se que o imposto da categoria, era a média simples das alíquotas presentes dentro desta categoria.

Para cumprir este objetivo, primeiro foi feita uma tabela com as porcentagens de participação de cada categoria do setor, em relação ao setor todo. Logo após, foi feita uma tabela com médias simples das alíquotas de imposto de cada categoria. Por fim, fez-se uma tabela com valores para cada ano de estudo, com o “Imposto Médio Ponderado”, que foi calculado, multiplicando os dados da primeira tabela citada – as porcentagens de participação de cada categoria no setor – pelos dados da segunda tabela citada – os impostos presentes no preço por categoria. A fórmula geradora desta série é:

$$IMP = \sum \%Categ(i) * \%PartP(i) = \frac{Lg}{vendas} * \%Part(g) + \frac{Le+Lf}{vendas} * \%Part(F) \quad (3.2.1)$$

Onde:

$\%Categ(i)$  = Percentual de participação da “categoria i” no volume total de vendas.

$\%PartP(i)$  = Média simples das alíquotas aplicados à categoria “i”.

F = Categoria criada com: Le + Lf.

Obs: Tal que  $i=g \vee i=F$ , ou seja, i pode assumir o valor de “g” (gasolina) ou “F” (Le + Lf).

### 3.3 FROTA POR HABITANTE

A frota por habitante, no software econométrico, chama-se “FrotaAdj(-1)/PopTotal(-1)”. A quantidade de carros já em circulação é, sem sombra de dúvidas, um determinante na

quantidade de carros novos que serão vendidos. Essa certeza deriva do fato de carros serem bens de consumo duráveis e caros. Portanto, e em determinado limite, mesmo que o preço relativo caia ou que sua renda suba, um consumidor não vai adquirir um carro novo quando ele já possui uma quantidade de automóveis que satisfaça as necessidades de sua casa (Henderson & Quandt, 1976, p. 6). Não é razoável assumir que os consumidores comprem, invariavelmente, carros novos quando seus poderes de compra sobem por qualquer que seja o motivo. Portanto é preciso se considerar um dado que a Anfavea adiciona em seus anuários. Este dado é a frota de veículos em circulação (Anfavea, 2023, p. 48).

A frota de veículos por si só, porém, não é o dado ideal para cumprir a função que se almeja aqui. Como a questão é saber se o nível de carros já em circulação instiga os consumidores a continuarem demandando veículos novos, faz-se necessário criar um dado ajustado, que será chamado de “Frota Ajustada”. Essa necessidade advém do seguinte fato: a frota poder ou não, ser considerada suficiente, depende do tamanho da população a quem ela pretende servir. Serão considerados os dados do IBGE em referência ao tamanho da população brasileira. A série é, portanto, o número de carros já em circulação, dividido pelo número de habitantes no país. Será descontado também, da frota corrente, o número de vendas de veículos do mesmo ano, para eliminar esta colinearidade não causal (Gujarati, 2011, p. 62). A fórmula geradora desta série é:

$$Frota\ Ajustada = (Frota - VendaEst^*)/PopTotal \quad (3.3.1)$$

Onde:

Frota = Número de veículos circulantes no ano corrente.

PopTotal = Número total de habitantes no Brasil no ano corrente.

Constatou-se, durante as estimativas, que o melhor período de defasagem desta série em termos explicativos gerais, é  $t = (-1)$ . Portanto, a “Frota Ajustada” considerada para estimar as vendas do ano corrente, é a do ano anterior. Esta alteração não compromete em nada os parâmetros lógicos definidos no capítulo 2, haja vista que se faz razoável a consideração de um período de atraso para a reposição da frota. Os valores base que compõem esta variável estão exibidos na *Tabela A6*, assim como os resultados da série gerada pela fórmula (3.3.1).

### 3.4 RENDA

A renda, no software econométrico, chama-se “RendaCapta(-1)”. Trata-se de uma série de dados fixos oficiais. Basicamente se trata dos números da Renda (PIB) per capita no ano corrente. Indicador de qual o poder médio de compra da população, que segundo as regras que pautam a investigação deste trabalho, impactam na demanda. A série é composta somente de

números oficiais do país e foi feita a correção dos valores, trazendo os mesmos a valores atuais, com base na inflação divulgada pelo IGP-M. A ferramenta foi a Calculadora do Cidadão, do BCB. Novamente, constatou-se uma melhora quando considerada a série com a defasagem de 1 período observacional. Esta manipulação também não compromete os parâmetros definidos no capítulo 2, haja vista que também pode se supor um período de defasagem para que variações na renda se convertam em demanda. Os valores base que compõem esta variável estão exibidos na Tabela A7.

### **3.5 CRÉDITO**

O crédito, que como definido no capítulo 2 é um impactante na demanda, no software econométrico chama-se “Selic”. Trata-se de uma série de dados fixos oficiais. É a taxa básica de juros observada no país e que dita a remuneração de títulos públicos e em partes, outras linhas de captação de dinheiro no mercado como um todo. Foram usados os dados do início do mês de janeiro de cada ano. Os valores base que compõem esta variável estão exibidos na Tabela A8.

### **3.6 MODELO**

Inicialmente, utilizou-se os dados obtidos e organizados para criação de um modelo com base nas regras da econometria clássica e convencional, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários e sem considerar, inicialmente, a estacionariedade da série. O objetivo deste primeiro modelo é o entendimento geral das observações que percorrem o ano de 2002 até 2022. O modelo gerado, como descrito, com a melhor adequação aos pressupostos de validade de uma regressão no método de mínimos quadrados ordinários – todos os pressupostos foram testados, como mostrado no Apêndice B. Já os resultados destes testes serão comentados ainda neste capítulo – apresentou a seguinte saída:

FIGURA 1 – MODELO MQO EXPLICATIVO.

Dependent Variable: VENDASEST				
Method: Least Squares				
Date: 05/03/25 Time: 01:06				
Sample (adjusted): 2 21				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8390655.	1643387.	5.105709	0.0001
IMP	-230115.8	52160.60	-4.411678	0.0005
RENDACAPTA(-1)	84.88965	10.18371	8.335830	0.0000
SELIC	-42862.03	14778.04	-2.900387	0.0110
FROTAADJ(-1)/POPTOTAL(-1)	-22524696	2587014.	-8.706833	0.0000
R-squared	0.900276	Mean dependent var	2068115.	
Adjusted R-squared	0.873683	S.D. dependent var	623973.2	
S.E. of regression	221767.1	Akaike info criterion	27.66896	
Sum squared resid	7.38E+11	Schwarz criterion	27.91789	
Log likelihood	-271.6896	Hannan-Quinn criter.	27.71756	
F-statistic	33.85374	Durbin-Watson stat	2.200298	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: E-Views e autoria própria.

A equação testada no software:

$$VendasEst = C + \beta_1 * Imp + \beta_2 * RendaCapta(-1) + \beta_3 * Selic + \beta_4 * \frac{FrotaAdj(-1)}{PopTotal(-1)} \quad (3.6.1)$$

A equação obtida com os parâmetros substituídos pelos coeficientes calculados:

$$VendasEst = (8390654,85 - 230115,77 * Imp + 84,88 * RendaCapta(-1) - 42862,03 * SELIC - 22524696,04 * \frac{FrotaAdj(-1)}{PopTotal(-1)}) \quad (3.6.2)$$

Como é possível observar, o modelo gerado é bastante significativo. O coeficiente de determinação ajustado (0,8736) é bastante elevado, o que indica uma boa adequação dos dados à equação utilizada; além disso, é menor do que a estatística Durbin-Watson (2,2002), o que não liga um possível alerta de espuriedade no modelo pela regra “DW < R2” (Gujarati, 2011, p. 742).

O “C” (8.390.655) é o coeficiente linear da equação de demanda estimada; isto é, o intercepto. Ele representa o uma espécie de “consumo autônomo” hipotético dos consumidores no setor; no sentido de que é uma quantidade de consumo desejada pelos demandantes ao considerar-se nulo o efeito dos regressores presentes no modelo.

O coeficiente  $\beta_1$  estimado da série “impostos médios ponderados” (-230115,8), indica que para cada ponto percentual de imposto a mais no setor, estima-se uma queda de 230.115,8 unidades nas vendas. O sinal apresentado junto ao coeficiente é compatível com o esperado. Pois quanto maior o nível de imposto, maior será – tendencialmente – o preço cobrado pelos automóveis; e preço diminui poder de compra e conseqüentemente a demanda (Varian, 2015, p. 102).

A variável renda per capita, no modelo, segue-se da notação “(-1)”, já que no modelo ótimo foi utilizada a renda do período anterior ao ano corrente; isso pois foi verificada uma eficiência maior dela, no modelo, quando considerada assim. Portanto, a demanda de veículos é mais bem explicada pela renda, quando se considera um período aproximado de 1 ano, para que esta variação de renda se converta em um impacto na demanda do setor. Seu coeficiente  $\beta_2$  (84,8896) possui sinal positivo, o que é bom e esperado. Pois como dito anteriormente, quando se aumenta o nível de renda de um consumidor, espera-se dele, um gasto também maior.

A variável de juros no período corrente, Selic, apresenta sinal negativo no coeficiente  $\beta_3$  (-42862,03) como esperado. Afinal, quanto maior a taxa de juros, mais caro (difícil) a obtenção do crédito. Estima-se que para cada ponto percentual adicional na Selic, as vendas tenham caído em 42.862 unidades de carros.

A variável frota ajustada, que diz respeito ao número de carros em circulação por habitante, é também defasada em um período pois deste modo, foi constatado um aumento em sua significância no modelo. Seu coeficiente  $\beta_4$  (-22524696,0419) é muito grande numericamente e tem o sinal negativo; características esperadas, haja vista que o parâmetro estimado tem valores observacionais baixos em módulo (Tabela A6) e quanto maior o número de carros por habitante, mais – em tese – a frota circulante já satisfaz as demandas de uso nacional.

### **3.7 AS HIPÓTESES SUBJACENTES AO MÉTODO**

A equação testada (3.6.1), apresenta linearidade nas variáveis e nos parâmetros. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de regressão linear (Gujarati, 2019, p. 9).

Os regressores selecionados no modelo como descritos no capítulo 2, são fixos na amostragem repetida. Todos eles são determinados de maneira exógena e anterior em relação ao regressando. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de regressores independentes do termo de erro (Gujarati, 2019, p. 9).

O termo de erro esperado do modelo é estatisticamente igual a 0 (Figura B3), com média  $1.16e-09$ . A expectativa condicional do resíduo dados os valores dos regressores é nula. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de média esperada do termo de erro tendendo a zero (Gujarati, 2019, p. 9).

A regressão feita com os resíduos do modelo elevados ao quadrado, regressando os regressores do modelo original, foi feita como sugere o teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan Godfrey (Figura B2); nela se vê um coeficiente de determinação ajustado (0,0862) pouquíssimo relevante; do mesmo modo, a probabilidade Qui-Quadrado está muito distante do limite de 5%. Não há qualquer evidência de que os termos de erro do modelo, variem de maneira diferente ao longo das observações. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de homoscedasticidade (Gujarati, 2019, p. 9).

A equação do teste Breusch-Godfrey de correlação serial (Figura B1) é pouco significativa no coeficiente de determinação ajustado (-0,3921) e a probabilidade Qui-Quadrado (0,6218) está muito acima do limite de 5%; o modelo não apresenta, portanto, qualquer evidência de autocorrelação serial – no teste feito com duas defasagens (lags = 2). Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de ausência de autocorrelação (Gujarati, 2019, p. 10).

Para garantir que não havia uma relação linear entre os regressores, os modelos auxiliares, de regressão entre eles, foram gerados, mas sua exibição aqui pode ser dispensada e substituída pela tabela VIF apresentada (Figura B8), onde os resultados apontados são os mesmos das regressões auxiliares. A tabela mostra valores pequenos e todos consideravelmente menores do que três (3). Não há qualquer evidência de multicolinearidade entre os regressores do modelo. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de ausência de multicolinearidade (Gujarati, 2019, p. 10).

O valor p do “Histogram – Normality Test” (Figura B3) (0,9888), sugere que não há qualquer evidência que os resíduos do modelo violem a normalidade distributiva nos dados. Isto significa que o modelo está de acordo com a hipótese – subjacente ao método MQO – de normalidade distributiva do termo de erro (Gujarati, 2019, p. 10).

### **3.8 OS IMPOSTOS FORAM ADEQUADOS?**

É chamada “Receita Total” a série de dados que representa hipoteticamente a receita tributária arrecadada pelo setor no período observado. Esta fórmula é criada assumindo que a receita tributária de um setor, se dá pela multiplicação dos preços dos produtos vendidos pela sua quantidade vendida e pela alíquota cobrada. A fórmula geradora desta série é:

$$R_t = P_x * Imp * VendasEst^* \quad (3.7.1)$$

Substitui-se  $VendasEst^*$  por sua versão estimada econometricamente,  $VendasEst$ :

$$R_t = [P * (1 + Imp)] * Imp * (8390654,85 - 230115,77 * Imp + 84,88 * RendaCapta(-1) - 42862,03 * SELIC - 22524696,04 * \frac{FrotaAdj(-1)}{PopTotal(-1)}) \quad (3.7.2)$$

Obs: P = Preço sem o imposto (2.4.1);  $P_x$  = Preço final ao consumidor (2.4.4).

A equação que substituiu a variável “ $VendasEst^*$ ”, é a equação econométrica (3.6.2) estimada com os parâmetros definidos substituídos pelos coeficientes calculados econometricamente.

Para cumprir o objetivo presente, deve-se fazer um processo de obtenção de uma alíquota (Imp) maximizadora da receita gerada. Usa-se a matemática (cálculo) para obtenção de uma condição maximizadora de primeira ordem.

Se trata de uma derivada de três funções em Imp; para fins de simplificação e entendimento (Chiang, 2006). A primeira função, a de preço, se pode chamar:  $f(Imp)$ . A segunda, do imposto, se chamará somente Imp, pois é apenas a variável “Imposto Médio Ponderado” multiplicada por 1. A terceira, que é “ $VendasEst$ ” que é o modelo estimado para explicação do número de carros vendidos, se pode chamar:  $g(Imp)$ .

$$R_t = f(Imp) * Imp * g(Imp) \quad (3.7.3)$$

Onde:

$$f(Imp) = P * (1 + Imp) \quad (3.7.4)$$

$$g(Imp) = (8390654,85 - 230115,77 * Imp + 84,88 * RendaCapta(-1) - 42862,03 * SELIC - 22524696,04 * \frac{FrotaAdj(-1)}{PopTotal(-1)}) \quad (3.7.5)$$

Para finalidade de simplificação e sabendo que nesta primeira etapa a finalidade é a observação de dados passados, nomeia-se os parâmetros de  $g(x)$  em variáveis mais curtas.

Como se segue:

$$Y = B2 * RendaCapta(-1) \quad (3.7.6)$$

$$S = B3 * Selic \quad (3.7.7)$$

$$F = B4 * FrotaAdj(-1) / PopTotal(-1) \quad (3.7.8)$$

Segue-se para facilitar ainda mais o entendimento, a nomeação em outra variável, a junção da constante presente em  $g(x)$  (3.7.2) e as variáveis acima demonstradas:

$$A = 8390654,85 + Y - S - F \quad (3.7.9)$$

Equação modificada que expressa a Receita Total:

$$R_t = P * Imp * (1 + Imp) * (A - \beta_1 * Imp) \quad (3.7.10)$$

Segue-se para sua forma multiplicada:

$$Rt = P * Imp * (A - \beta 1 * Imp + A * Imp - \beta 1 * Imp^2) \quad (3.7.11)$$

Aplica-se a distributiva de Imp no polinômio:

$$Rt = P * (A * Imp + A * Imp^2 - \beta 1 * Imp^2 - \beta 1 * Imp^3) \quad (3.7.12)$$

Agora agrupa-se os termos:

$$Rt = P * (A * Imp + (A - \beta 1) * Imp^2 - \beta 1 * Imp^3) \quad (3.7.13)$$

Obtém-se desta forma simplificada (3.7.13), a derivada da função Receita Total, para cumprir o objetivo (Stewart, 2021):

$$\frac{dRt(Imp)}{dImp} = P * (A + 2(A - \beta 1) * Imp - 3 * \beta 1 * Imp^2) \quad (3.7.14)$$

Iguala-se a derivada a zero; isto é, resolvendo  $Rt'(Imp) = 0$ ; para simplificação, remove-se da equação (3.7.14) a constante P, o que não alterará o resultado, pois sendo P uma constante de valor positivo, ela não afeta as raízes da equação. Portanto:

$$\frac{dRt(Imp)}{dImp} = A + 2(A - \beta 1) * Imp - 3 * \beta 1 * Imp^2 = 0 \quad (3.7.15)$$

A equação (3.7.15) apresentada, é uma equação quadrática na variável Imp. É possível resolvê-la através da fórmula de Bhaskara (Chiang, 2006). Assume-se que:

$$a = -3 * \beta 1 \quad (3.7.16)$$

$$b = 2 * (A - \beta 1) \quad (3.7.17)$$

$$c = A \quad (3.7.18)$$

A fórmula que resulta no Imposto Médio Ponderado maximizador de Receita, portanto, é uma resolução de Bhaskara, do tipo:

$$x = \frac{-b \pm \sqrt{b^2 - 4 * a * c}}{2 * a} \quad (3.7.19)$$

Substituindo os valores de a, b e c:

$$Imp^* = \frac{-(2 * 8390654,85 + Y - S - F - \beta 1) \pm \sqrt{(2 * 8390654,85 + Y - S - F - \beta 1)^2 - 4 * (-3 * \beta 1) * 8390654,85 + Y - S - F}}{2 * (-3 * \beta 1)} \quad (3.7.20)$$

Onde:

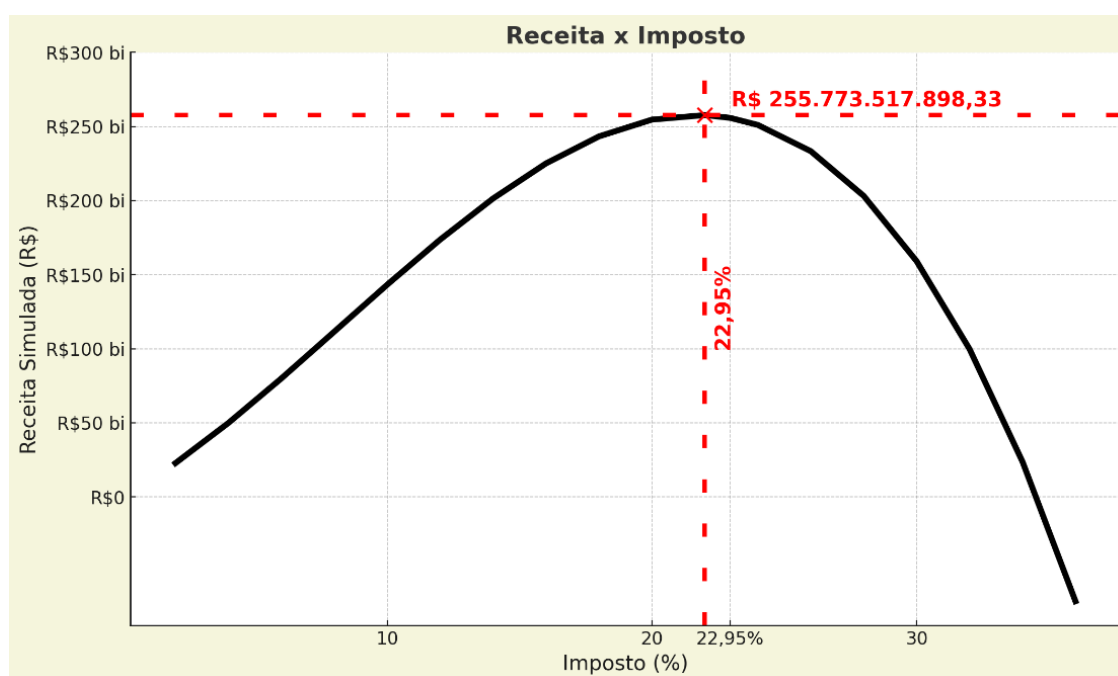
$Imp^*$  = Imposto médio ponderado que maximiza a receita do ano corrente.

A fórmula (3.7.20) apresentada, se trata da famosa fórmula de Bhaskara, com as variáveis substituídas. Como foram agrupadas algumas constantes da equação (3.7.5), a maioria das fórmulas mostradas anteriormente eram mais curtas do que esta; mas pela importância da variável que esta fórmula calcula, que é o imposto maximizador de receita, é importante que ela apareça em uma forma mais completa. Mas sua versão com as variáveis  $Y$ ,  $S$ ,  $F$  e  $\beta 1$  substituídas não será mostrada, pois não há necessidade. A resolução desta fórmula foi obtida

calculando-a com os resultados das variáveis que a compõem. A tabela com estas variáveis e os resultados obtidos de maneira completa, estão disponíveis no apêndice A. (Tabela A9).

Um exemplo para finalidade demonstrativa e completude deste capítulo: foi plotado um gráfico com os dados de um ano específico – neste caso, escolheu-se o ano de 2022. Gerou-se uma série com valores “VendasEst” simulados de diferentes alíquotas de impostos (mas mantendo outras variáveis constantes do ano de 2022) e ao lado desta, foram postas as simulações de receita total (simulada) (3.7.2) para cada uma das respectivas alíquotas testadas, utilizando também os dados do ano de 2022. O gráfico, como esperado, é uma curva no padrão do efeito apontado pela teoria de Laffer.

FIGURA 2 – RECEITA SIMULADA VS ALÍQUOTA EM 2022.



Fonte: Autoria Própria.

Observa-se o efeito de Laffer, como descrito teoricamente, nesta curva (Laffer, 2004). Ela parte de uma arrecadação nula quando alíquotas são iguais a zero e vai subindo até um determinado ponto de inflexão, cujo valor coincide com os valores calculados da fórmula apresentada (3.7.20) (no caso do ano apresentado no gráfico, que é 2022, o Imp\*, Imposto maximizador de receita, foi igual a 22,95%).

Em algo próximo de 35% de alíquota, a receita estimada cruza o eixo X, o que significa que a previsão do modelo é a de que, neste ponto, a receita seria nula. Isto, entretanto não é uma conclusão razoável economicamente falando e é uma observação que deve ser posta; isto é

resultado de uma simplificação teórica assumida pelo modelo. A previsão estimada de vendas considera o imposto, exercendo o papel de uma variável instrumental, como um representante do preço na composição da demanda. O coeficiente estimado, com sinal negativo, em um determinado patamar multiplica uma alíquota tamanha que, é suficiente para trazer o coeficiente linear da equação (3.6.1) e as demais variáveis à abaixo de zero. No mundo real, não existe alíquota negativa; hipoteticamente o que existe é uma alíquota nula. Entretanto, é pouquíssimo crível que uma alíquota de aproximadamente 35% zerasse a receita gerada por um setor tão importante. No limite, o impacto de um aumento de tarifas seria, em partes, absorvido pela indústria – que poderia absorver uma queda na margem de lucro ou piorar a qualidade dos produtos para manter um determinado nível de oferta por um nível de preços parecidos – e em partes por alguns consumidores de mais alta renda e que continuariam, em algum grau, consumindo automóveis novos. Novamente: estas são algumas simplificações que o processo de aferição estatística exige e não é razoável assumir que sob um nível de tarifa de aproximadamente 35% não haveria mais arrecadação tributária no setor.

Uma tabela comparando os impostos observados e os impostos calculados para maximizar as receitas nos anos observados, foi gerada (Tabela A10), juntamente com os excedentes dos anos, isto é, a diferença de adequação entre o “Imposto Ótimo” e o “Imposto Praticado”. Os anos onde o excedente foi acima de 5%, foram 5 no total e estão grifados em vermelho:

TABELA 1 – IMPOSTO MAXIMIZADOR X IMPOSTO OBSERVADO

Ano	Imp Maximizador	Imp Observado	Excedente
2002	24.65	31.48	6.83
2003	24.52	31.40	6.88
2004	25.60	32.21	6.61
2005	25.39	31.17	5.78
2006	25.90	30.19	4.29
2007	26.93	29.97	3.05
2008	27.49	29.68	2.19
2009	26.94	28.77	1.83
2010	28.01	29.03	1.02
2011	27.82	30.24	2.42
2012	27.89	28.46	0.57
2013	28.05	28.08	0.02
2014	27.64	28.76	1.12
2015	27.39	30.03	2.64
2016	25.60	29.97	4.37
2017	25.02	29.94	4.92
2018	26.48	29.94	3.47
2019	25.93	29.92	3.99
2020	26.13	29.94	3.80
2021	23.85	29.19	5.34
2022	22.96	26.95	4.00

Média Imp Maximizador: 26.20

Média Imp Observado: 29.78

Média Excedente: 3.58

Mediana Imp Maximizador: 26.13

Mediana Imp Observado: 29.94

Mediana Excedente: 3.80

FONTE Almeida.

### 3.9 O MODELO COMO INDICADOR FUTURO?

Para descobrir se o modelo estimado – que se mostrou significativo e estatisticamente válido – pode ser submetido a um panorama preditivo, deve-se otimizar uma variação do modelo estimado seguindo as regras da econometria de séries temporais.

As séries utilizadas no modelo são I (1), ou seja, possuem a primeira diferença estacionária e não são estacionárias em nível. As regras da econometria de séries temporais são bem claras quanto as implicações disso. Para garantir a capacidade do modelo de ser capaz de realizar previsões para períodos futuros, as séries estimadas devem ser estacionárias ou ter sua condição de não estacionariedade em nível “trabalhada”, no sentido de verificar uma possível condição de equilíbrio de longo prazo, apesar da não estacionariedade. Adicionalmente, a falta da condição de estacionariedade em modelos estimados com séries temporais, pode acender um alerta de regressão espúria – um possível alerta seria uma estatística Durbin-Watson calculada menor do que o coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>). Mas este já foi descartado, como mostrado anteriormente.

O modelo estimado e as séries escolhidas, possuem coesão com a teoria econômica; entretanto, a relação precisa ser medida formalmente. A condição que nos avisa se as séries

possuem uma relação de longo prazo entre si, é a condição de cointegração. Como diz Gujarati “Séries estocásticas com tendência de longo prazo são como se dois bêbados vagassem sem rumo, mas acompanhando o ritmo um do outro” (Gujarati, 2011).

O termo de erro do modelo estimado (3.6.2) (*Figura B5*), apresenta a condição de estacionariedade em nível. Ele é  $I(0)$ ; e como a ordem de integração do resíduo estimado do modelo é de ordem de integração inferior à das variáveis, há uma validação da 2ª condição de Engle-Granger – que diz que o resíduo da regressão deve ser  $I(0)$  – e pode-se considerar que o modelo é cointegrado. O teste de Johansen para cointegração é mais uma ferramenta que mostra a real possibilidade de cointegração entre as séries (*Figura B9*).

Uma deficiência deste modelo para finalidade de previsão, é o não cumprimento da 1ª condição de Engle-Granger, que diz que as variáveis são  $I(1)$ . Uma das variáveis utilizadas, mais precisamente a frota por habitante defasada em 1 período, é na verdade, estacionária na segunda diferença, ou seja, ela é  $I(2)$ . Esta condição, sugere em certa medida um “paradoxo econométrico”. Os resíduos de uma regressão não equilibrada – nome que se dá para um modelo que usa séries com ordem de integração diferentes – não são, por definição teórica, estacionários. Entretanto, os resíduos estimados do modelo descrito (3.6.1) são estacionários em nível. Isto levanta um alerta para uma possível falha na verificação da condição de cointegração entre as variáveis.

O modelo estimado, portanto, pode ser usado com cautela, para fazer previsões em certa medida. A forte consistência, apontada pela teoria, do efeito entre as variáveis selecionadas e as evidências de cointegração garantem, em determinado nível, que existe uma relação de longo prazo entre as séries.

## CONCLUSÃO

Os resultados indicaram que todas as variáveis incluídas no modelo apresentaram coeficientes com sinais compatíveis com as hipóteses teóricas. O coeficiente gerado para o alvo estima que para cada ponto percentual na alíquota de imposto, a venda dos automóveis cai 230.115 unidades.

Os testes de diagnóstico realizados confirmaram a validade estatística do modelo: os resíduos não apresentaram evidências de autocorrelação serial nem de heterocedasticidade, e o teste de normalidade indicou distribuição adequada na série residual. O coeficiente de determinação ajustado elevado (0,8736) reforça a boa capacidade explicativa do modelo sobre o comportamento da demanda no período analisado.

Com base no modelo estimado, foi possível derivar uma equação da receita tributária total, permitindo calcular, por meio da resolução de uma equação quadrática, a alíquota de imposto médio ponderado que maximizaria a arrecadação fiscal no setor. Os resultados apontaram que, em todos os anos observados, a alíquota praticada esteve acima do ponto ótimo, indicando um possível estado de desperdício arrecadatório. Esta constatação sugere que a política tributária no setor automobilístico, no período analisado, não operou de maneira plenamente eficiente sob a ótica da maximização da receita e da democratização do acesso ao transporte privado.

Os resultados reforçam a aplicação da Curva de Laffer; mas é importante lembrar que, embora teoricamente sólida, encontra limites práticos quando se confronta com a realidade de um mercado complexo como o de automóveis — sujeito a intervenções governamentais, políticas de subsídio, e dinâmicas estruturais que nem sempre são captadas integralmente pelos modelos econométricos simplificados.

Diante disso, conclui-se que há espaço para aprimoramento na política tributária aplicada ao setor automobilístico brasileiro, tanto para fins de eficiência arrecadatória quanto para preservação da demanda agregada. Entretanto, políticas baseadas exclusivamente em modelos teóricos ou empíricos simplificados devem ser utilizadas com cautela, complementadas por análises qualitativas e considerando os múltiplos objetivos das políticas públicas, que frequentemente incluem, além da arrecadação, preocupações ambientais, sociais e urbanísticas.

## REFERÊNCIAS

ANFAVEA. **Anuário da Indústria Automobilística Brasileira: 2010**. São Paulo: ANFAVEA, 2010.

ANFAVEA. **Anuário da Indústria Automobilística Brasileira 2023**. São Paulo: ANFAVEA, 2023.

ARAÚJO, Guilherme Dourado Aragão Sá. Onde estamos na Curva de Laffer? Análise sobre a otimização da carga tributária brasileira. Brasília: **Revista de Direito Internacional Econômico e Tributário - RDIET**, v. 11, nº 1, p. 197-226, Jan-Jun, 2016.

ARBIX, Glauco. Guerra fiscal e competição intermunicipal por novos investimentos no setor automotivo brasileiro. **Desenvolvimento Econômico**, v. 43, n. 1, p. 5–31, 2000. DOI: 10.1590/S0011-52582000000100001.

BARRO, Robert J. **Macroeconomics**. 5ª Edição. Massachussets: MIT Press, 1997.

BERARDI, Nicoletta; SEABRIGHT, Paul; TAVARES, José. The impact of a 'soda tax' on prices: evidence from French micro data. **Applied Economics**, v. 48, n. 41, p. 3976–3994, 2016. DOI: 10.1080/00036846.2016.1150946.

CHARLES, Victor A.; KADLEC, W.; LAFFER, Arthur B. (ed.). **The financial analyst's guide to fiscal policy**. New York: Praeger, 1986.

CHIANG, C. WAINWRIGHT. **Matemática para economistas**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

CHU, V.Y.T. Economia bancária e crédito: avaliação de 3 anos do projeto juros e spread bancário. **Banco Central do Brasil**. Brasília, p. 37-47, 2002.

DRIEMEYER WILBERT, Marcelo; MARQUES SERRANO, André Luiz; DE SOUZA GONÇALVES, Rodrigo; SIENNA ALVES, Laís. Redução do imposto sobre produtos industrializados e seu efeito sobre a venda de automóveis no Brasil: uma análise do período de 2006 a 2013. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 11, n. 24, p. 107–124, 2014. DOI:

10.5007/2175-8069.2014v11n24p107. Disponível em:  
<https://periodicos.ufsc.br/index.php/contabilidade/article/view/2175-8069.2014v11n24p107>.  
Acesso em: 08 abril. 2024.

FONSECA, Ricardo. Quality change in brazilian automobiles. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)**. Rio de Janeiro, mar. 1997.

FULLERTON, D. On the possibility of an inverse relationship between tax rates and government revenues. **Journal of Public Economics**, v. 19, n. 4, p. 3-22, 1982.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria: Princípios, Teoria e Aplicações Práticas**. São Paulo: Saraiva Educação, 2019.

HECKMAN, J. What has been learned about labor supply in the past twenty years? **American Economic Review**, v. 83, p. 116-121, 1993.

HENDERSON, James; QUANDT, Richard. **Teoria Microeconômica: Uma Abordagem Matemática**, 2ª Edição. São Paulo: Livraria Pioneira Editora, 1976.

HUNT, E. & LAUTZENHEISER, M. **History of Economic Thought**. New York: M. E. Sharpe, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE PLANEJAMENTO E TRIBUTAÇÃO -IBPT. Evolução da Carga Tributária Brasileira (2015). Disponível em: <<https://www.ibpt.com.br/>>. Acesso em: 08 abril 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA –IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 08 abril 2024.

JOHNSON, T. A cross-section analysis of the demand for new automobiles in the United States: **Economic Inquiry, Western Economic Association International**, n.16, 1978.

LAFFER, Arthur B. The Laffer Curve: Past, Present, and Future. Washington, D.C.: **The Heritage Foundation**, 2004. (Backgrounder, n. 1765). Disponível em: <https://iife.edu.vn/wp-content/uploads/2020/04/Laffer-Couver-Last-Present-and-Future-bg1765.pdf>. Acesso em: 7 maio 2025.

LIMA, E. M.; REZENDE, A. J. Um estudo sobre a evolução da carga tributária no Brasil: uma análise a partir da Curva de Laffer. **Interações (Campo Grande)**, v. 20, n. 1, p. 239–255, jan. 2019.

MANKIW, Gregory N. **Introdução à Economia**. 8ª Edição. São Paulo: Cengage, 2020.

MANKIW, N. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: Atlas, 2021.

MAS-COLELL, Andreu; WHINSTON, Michael D.; GREEN, Jerry R. **Microeconomic Theory**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

NEGRI, Alberto João. Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)**. Abril de 1998. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2403>. Acesso em: 08 abril 2024.

ORELLANO, V. F., Souza, A. D. N. de., & Azevedo, P. F. de. (2013). Elasticidade-preço da demanda por etanol no Brasil: como renda e preços relativos explicam diferenças entre estados. **Revista De Economia E Sociologia Rural**. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000400005>. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/QhkCF5PXnRZDycGP6H7SH5c/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 08 abril 2024.

PAES, N. A Curva de Laffer e o Imposto sobre Produtos Industrializados –Evidências Setoriais. **Caderno de Finanças Públicas**, n.10, p.5-22, 2010.

RECEITA FEDERAL DO BRASIL. **Dados referentes à arrecadação do IPI total e automóveis e a arrecadação de tributos e receitas**. Disponível em:

<http://www.receita.fazenda.gov.br/Historico/Arrecadacao/ResultadoArrec/default.htm>. Acesso em: 08 abril 2024.

SANTOS, Maciel. Borracha e tecidos de algodão em Angola (1886-1932). **Revista Angolana de Sociologia**. DOI: <https://doi.org/10.4000/ras.245>. Disponível em: <http://journals.openedition.org/ras/245>. Acesso em: 08 abril 2024.

SERGIO A. De Souza & FRANCIS CARLO PETTERINI & VITOR HUGO MIRO, 2010. A Tributação nas Vendas de Automóveis no Brasil: Quem Paga a Maior Parte da Conta? **Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]**, Brasília, vol. 11(3), páginas 559-596.

SCOLLO, M.; YOUNIE, S.; WAKEFIELD, M.; FREEMAN, J.; ICASIANO, F. Impact of tobacco tax reforms on tobacco prices and tobacco use in Australia. **Tobacco Control**, v. 12, supl. II, p. ii59–ii66, 2003. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2016.1150946>. Acesso em: 08 abril 2024.

SIMONSEN, Mário Henrique; CYSNE, Rubens Penha. **Macroeconomia**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

SOUZA, K. B.; CARDOSO, D. F.; DOMINGUES, E. P. Medidas Recentes de Desoneração Tributária no Brasil: uma análise de equilíbrio geral computável. **Revista Brasileira de Economia**, vol.70no.1Rio de JaneiroJan./Mar.2016

STEWART, James. **Cálculo: volume 1**. 9. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2021.

VARIAN, Hal R. **Microeconomia: Uma Abordagem Moderna**, 9ª Edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

TRABANDT, Mathias; UHLIG, Harald. The Laffer curve revisited. **Journal of Monetary Economics**, v. 58, n. 4, p. 305–327, 2011. DOI: [10.1016/j.jmoneco.2011.07.003](https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2011.07.003).

XAVIER, Manoela F. S. IPI: Imposto sobre Produtos Industrializados. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://www.multieditoras.com.br/produto/PDF/600102.pdf>. Acesso em: 08 abril 2024.

WILLIAMSON, Stephen D. **Macroeconomics**, 6ª Edição. Reino Unido: Pearson, 2018.

WONG, J. B.; ZHANG, Q. Impact of carbon tax on electricity prices and behaviour. **Finance Research Letters**, v. 44, p. 102098, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102098>. Acesso em: 08 de abril de 2024.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learnig, 2015.

## APÊNDICE A

Neste Apêndice, serão apresentadas todas as séries de dados utilizadas ao longo do trabalho.

TABELA A1 – LICENCIAMENTOS POR CATEGORIA DE COMBUSTÍVEL

ANO Year	AUTOMÓVEIS Cars					COMERCIAIS LEVES Light Commercial				
	GASOLINA Gasoline	ETANOL Ethanol	FLEX FUEL Flex Fuel	ELETRIFICADO Electrified	DIESEL Diesel	GASOLINA Gasoline	ETANOL Ethanol	FLEX FUEL Flex Fuel	ELETRIFICADO Electrified	DIESEL Diesel
1957	9.478	-	-	-	-	1.532	-	-	-	-
1958	20.677	-	-	-	-	9.532	-	-	-	-
1959	39.554	-	-	-	466	16.339	-	-	-	-
1960	68.452	-	-	-	310	20.735	-	-	-	-
1961	86.859	-	-	-	4	28.595	-	-	-	-
1962	116.666	-	-	-	538	33.405	-	-	-	-
1963	120.338	-	-	-	1.224	27.976	-	-	-	265
1964	128.857	-	-	-	1.578	26.028	-	-	-	644
1965	136.240	-	-	-	554	25.428	-	-	-	425
1966	155.120	-	-	-	432	31.418	-	-	-	427
1967	158.716	-	-	-	266	35.151	-	-	-	382
1968	184.812	-	-	-	247	45.422	-	-	-	674
1969	255.509	-	-	-	293	48.010	-	-	-	621
1970	320.544	-	-	-	146	53.281	-	-	-	443
1971	411.987	-	-	-	134	55.153	-	-	-	370
1972	474.216	-	-	-	127	72.051	-	-	-	462
1973	571.106	-	-	-	87	92.331	-	-	-	486
1974	655.066	-	-	-	74	100.882	-	-	-	471
1975	674.517	-	-	-	116	104.403	-	-	-	610
1976	704.880	-	-	-	256	103.849	-	-	-	1.193
1977	681.920	-	-	-	368	66.151	-	-	-	2.246
1978	801.505	-	-	-	499	75.790	-	-	-	3.816
1979	829.919	2.276	-	-	474	75.787	838	-	-	15.396
1980	570.249	226.534	-	-	612	56.218	14.109	-	-	19.074
1981	320.421	128.774	-	-	677	24.046	7.468	-	-	34.222
1982	346.479	212.060	-	-	652	18.955	20.515	-	-	43.331
1983	70.837	538.834	-	-	455	7.781	40.494	-	-	28.183
1984	29.012	503.904	-	-	508	4.470	61.632	-	-	28.675
1985	24.321	578.725	-	-	577	4.334	66.826	-	-	25.592
1986	54.384	620.221	-	-	748	7.533	76.828	-	-	26.673
1987	24.752	387.785	-	-	901	6.438	70.898	-	-	22.858
1988	65.698	492.642	-	-	1.202	11.614	73.840	-	-	34.840
1989	222.551	345.658	-	-	1.022	38.270	53.871	-	-	42.590
1990	463.464	70.250	-	-	1.055	79.391	11.746	-	-	35.431
1991	474.069	129.139	-	-	1.302	72.189	21.843	-	-	33.902
1992	434.173	164.840	-	-	1.176	64.754	30.663	-	-	29.045
1993	679.685	227.289	-	-	3.631	84.913	36.946	-	-	48.922
1994	1.013.410	119.203	-	-	2.388	114.075	22.631	-	-	58.752
1995	1.381.192	32.808	-	-	1.542	176.482	7.898	-	-	52.356
1996	1.421.342	6.333	-	-	834	200.626	1.314	-	-	42.687
1997	1.599.517	924	-	-	4.773	202.171	196	-	-	66.084
1998	1.239.984	982	-	-	5.098	148.750	242	-	-	71.367
1999	1.023.240	9.851	-	-	3.111	98.989	1.096	-	-	59.322
2000	1.191.685	9.610	-	-	3.775	118.794	682	-	-	79.098
2001	1.299.796	14.979	-	-	3.457	112.624	3.356	-	-	76.593
2002	1.181.780	47.366	-	-	-	102.183	8.595	-	-	64.341
2003	1.046.474	33.034	39.095	-	-	105.989	3.346	9.083	-	54.729
2004	967.235	49.801	278.764	-	-	110.710	1.149	49.615	-	66.247
2005	646.659	30.904	752.597	-	9.662	50.347	1.453	59.507	-	68.713
2006	283.240	1.651	1.334.342	1	13.713	33.319	212	95.992	2	69.813
2007	233.440	90	1.834.259	2	17.915	12.211	17	168.821	1	74.467
2008	206.815	70	2.113.289	8	21.122	10.201	14	215.962	1	103.711
2009	210.281	61	2.416.111	21	17.388	11.407	9	236.187	1	117.401
2010	264.330	44	2.570.578	24	21.564	16.347	6	305.595	5	150.536
2011	350.848	44	2.524.402	200	26.153	25.956	7	323.669	-	174.552
2012	258.950	46	2.834.334	117	21.776	14.965	6	328.488	-	175.501
2013	182.046	29	2.833.091	484	25.133	7.063	5	335.989	7	196.049
2014	180.561	10	2.588.367	842	24.907	4.280	4	352.127	13	182.372
2015	133.922	13	1.959.868	843	28.363	2.228	3	234.136	3	121.153
2016	79.490	12	1.572.798	1.085	34.904	1.005	4	177.934	6	121.358
2017	68.145	26	1.739.014	3.278	46.121	757	4	188.177	18	130.444
2018	81.493	20	1.969.672	3.965	46.964	442	1	198.480	5	174.296
2019	73.429	26	2.123.841	11.844	52.933	425	2	204.780	14	198.289
2020	58.330	18	1.490.480	19.687	47.427	600	3	174.498	58	163.718
2021	52.089	19	1.411.662	34.839	58.858	1.499	6	212.660	151	204.327
2022	44.286	32	1.437.713	48.744	45.691	4.520	3	195.532	518	183.222

FONTE Anfavea, 2023.

A tabela acima é a base de dados inicial de onde partiu a série VendasEst que foi utilizada no modelo econométrico testado (3.6.1).

TABELA A2 – SÉRIES VENDASEST\*

LICENCIAMENTO	Gasolina	ALCOOL	FLEX	Alcoo + Flex	VendasEst
2002	1181780	47366	0	47366	<u>1229146</u>
2003	1046474	33034	39095	72129	<u>1118603</u>
2004	967235	49801	278764	328565	<u>1295800</u>
2005	646659	30904	752597	783501	<u>1430160</u>
2006	283240	1651	1334342	1335993	<u>1619233</u>
2007	233440	90	1834259	1834349	<u>2067789</u>
2008	206815	70	2113289	2113359	<u>2320174</u>
2009	210281	61	2416111	2416172	<u>2626453</u>
2010	264330	44	2570578	2570622	<u>2834952</u>
2011	350848	44	2524402	2524446	<u>2875294</u>
2012	258950	46	2834334	2834380	<u>3093330</u>
2013	182046	29	2833091	2833120	<u>3015166</u>
2014	180561	10	2588367	2588377	<u>2768938</u>
2015	133922	13	1959868	1959881	<u>2093803</u>
2016	79490	12	1572798	1572810	<u>1652300</u>
2017	68145	26	1739014	1739040	<u>1807185</u>
2018	81493	20	1969672	1969692	<u>2051185</u>
2019	73429	26	2123841	2123867	<u>2197296</u>
2020	58330	18	1490480	1490498	<u>1548828</u>
2021	52089	19	1411662	1411681	<u>1463770</u>
2022	44286	32	1437713	1437745	<u>1482031</u>

FONTE Almeida & Anfavea 2023.

A tabela acima exhibe os dados da série gerada após a aplicação da fórmula geradora da série *VendasEst* (3.1.1). Está, na última coluna, a série de fato utilizada no modelo (3.6.1).

TABELA A3 – IMPOSTOS 2002 E 2003

ANO YEAR	TRIBUTOS TAXES	AUTOMÓVEIS / CARS						COMERCIAIS LEVES LIGHT COMMERCIALS	CAMINHÕES TRUCKS		ÔNIBUS BUSES	TRATORES DE RODAS WHEEL TRACTORS
		1000 cc		+ de 1000 cc a 2000 cc		+ de 2000 cc			Caminhão-chassi Trucks	Caminhão- trator Truck-tractors		
		Gasolina/Etanol/ Flex fuel	Gasolina/Etanol/ Flex fuel	Gasolina Gasoline	Etanol/Flex fuel Ethanol/Flex fuel	Gasolina Gasoline	Etanol/Flex fuel Ethanol/Flex fuel					
2002	IPI	9,0	15,0	13,0	25,0	20,0	10,0	5,0	5,0	0,0	5,0	
e/and	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	7,0	
2003	PIS/Cofins <sup>(1)</sup>	8,26	8,26	8,26	8,26	8,26	8,26	5,77	4,29	4,29	4,29	
	% no preço/Total share in price	25,7	29,0	27,9	34,2	31,7	26,0	20,4	19,2	15,5	14,3	

FONTE Anfavea, 2010.

A tabela foi extraída do anuário estatístico do ano de 2010 da Anfavea e contém os impostos praticados no setor por combustível nos anos de 2002 e 2003.

TABELA A4 – IMPOSTOS ENTRE 2004 E 2022

<b>2004 a 2007</b> 2004 to 2007	IPi	7,0	13,0	11,0	25,0	18,0	8,0	5,0	5,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	27,1	30,4	29,2	36,4	33,1	27,3	22,2	20,6	16,9
<b>2008 a partir de 12/12</b> 2008 from 12 December	IPi	0,0	6,5	5,5	25,0	18,0	1,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	22,2	26,4	25,8	36,4	33,1	22,6	18,7	16,9	16,9
<b>2009</b>	IPi	5,0 / 3,0	11,0	7,5	25,0	18,0	1,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	25,7 / 24,4	29,2	27,1	36,4	33,1	22,6	18,7	16,9	16,9
<b>2010 de 31/01 a 31/03</b> 2010 from January 31st to March 31st	IPi	7,0 / 3,0	13,0	7,5	25,0	18,0	4,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	27,1 / 24,4	30,4	27,1	36,4	33,1	24,7	18,7	16,9	16,9
<b>2010 a partir de abril</b> 2010 from April	IPi	7,0	13,0	11,0	25,0	18,0	4,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	27,1	30,4	29,2	36,4	33,1	24,7	18,7	16,9	16,9
<b>2011</b>	IPi	7,0	13,0	11,0	25,0	18,0	4,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	27,1	30,4	29,2	36,4	33,1	24,7	18,7	16,9	16,9
<b>2012 de 23/05 a 31/12</b> 2012-May 23 to December 31	IPi	0,0	6,5	5,5	25,0	18,0	1,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	22,2	26,4	25,8	36,4	33,1	22,6	18,7	16,9	16,9
<b>2013</b>	IPi	2,0	8,0	7,0	25,0	18,0	2,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	23,6	27,4	26,8	36,4	33,1	23,3	18,7	16,9	16,9
<b>2014</b>	IPi	3,0	10,0	9,0	25,0	18,0	3,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	24,4	28,6	28,0	36,4	33,1	24,0	18,7	16,9	16,9
<b>2015 a 2020</b> 2015 to 2020	IPi	7,0	13,0	11,0	25,0	18,0	8,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	27,1	30,4	29,2	36,4	33,1	27,3	18,7	16,9	16,9
<b>2021<sup>(1)</sup> a partir de 14 de maio</b> 2021 <sup>(1)</sup> from 14 May	IPi	7,0	13,0	11,0	25,0	18,0	8,0	0,0	0,0	0,0
	ICMS <sup>(2)</sup>	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	25,9	29,2	28,1	35,3	31,9	26,1	17,9	16,3	16,3
<b>2022</b>	IPi <sup>(3)</sup>	5,27	9,78	8,28	18,81	13,55	5,20	0,0	0,0	0,0
	ICMS	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0	12,0
	PIS / COFINS	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	11,60	8,10	6,02	6,02
	Total participação no preço Total participation in the price	24,7	27,3	26,4	32,3	29,5	24,3	17,9	16,3	16,3

FONTE Anfavea, 2023.

A tabela foi extraída do anuário estatístico do ano de 2023 da Anfavea e contém os impostos praticados no setor por combustível nos anos de 2004 e 2022.

TABELA A 5 – SÉRIE IMP

	%Categ(g)	%	%	%Categ(f)	%PartP(g)	%PartP(F)	IMP
ANO	Gasolina	ALCOOL	FLEX	Alcoo + Flex			
2002	96,14643	3,85357	0	3,853569877	31,6	28,43333333	31,47797
2003	93,55187	2,953148	3,4949844	6,448132179	31,6	28,43333333	31,39581
2004	74,64385	3,843263	21,512888	25,35615064	33,09994	29,57217667	32,20544
2005	45,21585	2,160877	52,623273	54,78415003	33,09994	29,57217667	31,16728
2006	17,49223	0,101962	82,405806	82,50776757	33,09994	29,57217667	30,18926
2007	11,28935	0,004352	88,706295	88,71064698	33,09994	29,57217667	29,97044
2008	8,913771	0,003017	91,083212	91,08622888	32,955025	29,3577338	29,67839
2009	8,006273	0,002323	91,991404	91,9937269	32,8	28,41666667	28,76761
2010	9,323967	0,001552	90,674481	90,67603261	33,25	28,59166667	29,02601
2011	12,20216	0,00153	87,796309	87,79783911	33,4	29,8	30,23928
2012	8,371237	0,001487	91,627275	91,62876253	32,1868	28,12174	28,46204
2013	6,037678	0,000962	93,961361	93,96232247	31,9	27,83333333	28,07887
2014	6,520948	0,000361	93,478691	93,47905226	32,5	28,5	28,76084
2015	6,396113	0,000621	93,603266	93,60388728	33,4	29,8	30,03026
2016	4,81087	0,000726	95,188404	95,1891303	33,4	29,8	29,97319
2017	3,770782	0,001439	96,22778	96,22921837	33,4	29,8	29,93575
2018	3,972972	0,000975	96,026053	96,02702828	33,4	29,8	29,94303
2019	3,341789	0,001183	96,657028	96,65821082	33,4	29,8	29,9203
2020	3,766073	0,001162	96,232764	96,23392656	33,4	29,8	29,93558
2021	3,558551	0,001298	96,440151	96,44144913	32,672165	29,06161667	29,1901
2022	2,988197	0,002159	97,009644	97,0118034	29,8	26,86666667	26,95432

FONTE Anfavea, 2010 & Anfavea 2023.

A tabela contém os dados que foram utilizados para efetuar o cálculo da fórmula geradora (3.2.1) da série *Imp*. A última coluna, mais a direita, contém os dados que de fato foram utilizados no modelo (3.6.1).

TABELA A 6 – SÉRIE FROTAADJ

<b>ANO</b>	<b>FROTA</b>	<b>VENDAS</b>	<b>FROTA-VENDAS</b>	<b>POPULAÇÃO</b>	<b>FROTA AJUSTADA</b>
<b>2002</b>	18399233	1229146	17170087	172385826	0,098170881
<b>2003</b>	18865467	1118603	17746864	174632933	0,100321447
<b>2004</b>	19482685	1295800	18186885	176871287	0,101602709
<b>2005</b>	20217943	1430160	18787783	179108974	0,103685337
<b>2006</b>	21119730	1619233	19500497	181345904	0,106269738
<b>2007</b>	22445951	2067789	20378162	183580172	0,109737006
<b>2008</b>	23997349	2320174	21677175	185711640	0,115365487
<b>2009</b>	25817430	2626453	23190977	187873239	0,122057774
<b>2010</b>	27812726	2834952	24977774	190010647	0,130910765
<b>2011</b>	29811473	2875294	26936179	190755799	0,14000093
<b>2012</b>	31977005	3093330	28883675	192379287	0,148961707
<b>2013</b>	34017474	3015166	31002308	193946886	0,154240338
<b>2014</b>	35756646	2768938	32987708	201032714	0,162661282
<b>2015</b>	36765902	2093803	34672099	202768562	0,169545716
<b>2016</b>	37279361	1652300	35627061	204450649	0,172862984
<b>2017</b>	37897466	1807185	36090281	206081432	0,173761584
<b>2018</b>	38696561	2051185	36645376	207660929	0,175085409
<b>2019</b>	39591508	2197296	37394212	208494900	0,177307786
<b>2020</b>	39778682	1548828	38229854	210147125	0,179820574
<b>2021</b>	39847584	1463770	38383814	211242542	0,179112524
<b>2022</b>	39877781	1482031	38395750	213317639	0,189048498

FONTE Almeida & Anfavea 2023.

A tabela contém os dados que foram utilizados para efetuar o cálculo da fórmula geradora (3.3.1) da série *Frota Ajustada*. A última coluna, mais a direita, contém os dados que de fato foram utilizados no modelo (3.6.1).

TABELA A 7 – SÉRIE RENDACAPTA

Ano	População	Renda Nominal RS TRI	DEFLATOR IGP	PIB DEF.	RENDACAPTADEF IGP
2002	179.871.000	1488788	4,446808511	6620355,149	36806,12855
2003	182.032.000	1717951	3,967075306	6815240,99	37439,79624
2004	184.184.264	1957750	3,533305963	6917329,75	37556,57296
2005	186.771.562	2170584	3,465304183	7521733,814	40272,37195
2006	188.681.000	2409450	3,348281841	8067517,682	42757,44607
2007	190.755.799	2720263	3,152012973	8574304,267	44949,11458
2008	192.379.287	3109803	2,817249359	8761090,508	45540,71618
2009	193.933.659	3333039	2,862757846	9541683,549	49200,7607
2010	195.497.797	3885847	2,596086125	10087993,48	51601,57115
2011	197.397.018	4376382	2,450363087	10723724,91	54325,66822
2012	199.242.462	4814760	2,290836829	11029829,53	55358,82975
2013	201.032.714	5331619	2,169416165	11566500,44	57535,41407
2014	202.768.562	5778953	2,092768739	12094012,18	59644,41462
2015	204.450.649	5995787	1,89070386	11336257,63	55447,40348
2016	206.081.432	6269327	1,765086987	11065907,5	53696,7712
2017	207.660.929	6585479	1,780479377	11725309,55	56463,72479
2018	208.494.900	7004141	1,623403685	11370548,31	54536,33788
2019	210.147.125	7389131	1,56141748	11537518,3	54902,0992
2020	211.242.542	7609597	1,253930708	9541907,356	45170,38692
2021	213.317.639	9012142	1,06367316	9585973,562	44937,557
2022	203.080.756	10079676	1	10079676	49633,83138

FONTE BCB – Banco Central do Brasil & IBGE.

A tabela contém os dados que foram utilizados como série nomeada *Renda Capta*. Os dados da renda oficial observada foram deflacionados pelo IGP-M com auxílio do site Calculadora do Cidadão. A última coluna, mais a direita, contém os dados que de fato foram utilizados no modelo (3.6.1).

TABELA A 8 - SÉRIE SELIC

<b>Ano</b>	<b>Taxa SELIC em Janeiro (%)</b>
2002	19
2003	25
2004	16,5
2005	17,75
2006	18
2007	13,25
2008	11,25
2009	13,75
2010	8,75
2011	10,75
2012	11
2013	7,25
2014	10
2015	11,75
2016	14,25
2017	13,75
2018	7
2019	6,5
2020	4,5
2021	2
2022	9,25

FONTE BCB – Banco Central do Brasil & Investing.br

Tabela que contém os dados que foram utilizados como série nomeada *Selic*. Os dados são a taxa de juros praticada nos primeiros meses de cada ano (Selic de janeiro). A última coluna, mais a direita, contém os dados que de fato foram utilizados no modelo (3.6.1).

TABELA A 9 - VARIÁVEIS DA FÓRMULA DE BHASKARA

	Y	S	F	a = -3*B1	b = 2*(A-B1);	c = A = 8390654,85 + Y - S - F
2002	3124459	814378,6	2152754	-690347	16667885,91	8564058,725
2003	3178251	1071551	2150158	-690347	16586811,8	8293405,898
2004	3188164	707223,5	2196002	-690347	17331360,23	8665680,117
2005	3418708	760801,1	2224153	-690347	17187729,52	8593864,76
2006	3629665	771516,6	2265811	-690347	17544069,31	8772034,655
2007	3815715	567921,9	2327965	-690347	18248865,18	9124432,589
2008	3865936	482197,9	2406280	-690347	18635782,87	9317891,433
2009	4176635	589352,9	2538068	-690347	18258338,16	9129169,079
2010	4380439	375042,8	2693548	-690347	18997398,06	9498699,029
2011	4611687	460766,8	2877868	-690347	18864919,65	9432459,827
2012	4699392	471482,4	3073649	-690347	18914420,06	9457210,03
2013	4884161	310749,7	3265348	-690347	19027897,48	9513948,741
2014	5063194	428620,3	3473651	-690347	18745088,77	9372544,383
2015	4706911	503628,9	3664464	-690347	18571511,05	9285755,527
2016	4558300	610784	3819888	-690347	17333788,14	8666894,072
2017	4793186	589352,9	3894037	-690347	16931130,19	8465565,093
2018	4629571	300034,2	3914663	-690347	17938286,54	8969143,269
2019	4660620	278603,2	3958974	-690347	17565296,04	8782648,019
2020	3834498	192879,1	4008112	-690347	17700567,08	8850283,542
2021	3814734	85724,06	4076432	-690347	16125994,52	8062997,258
2022	4213399	396473,8	4053034	-690347	15511760,25	7755880,126

FONTE Almeida.

Tabela que contém os dados que foram utilizados para efetuar o cálculo do *Imp\**. São, portanto, o *a*; *b* e *c*; da fórmula de Bhaskara (3.7.12) gerada para calcular o imposto maximizador de receita.

TABELA A 10 - IMP X IMP\* X EXCEDENTE

IMP* (Maximizador)	IMP OBSERVADO	Excedente
24,64751703	31,47797029	6,830453258
24,51677036	31,39580915	6,879038789
25,59569636	32,20543501	6,609738653
25,38756361	31,16728484	5,779721233
25,90392713	30,18926123	4,285334102
26,92520911	29,97043832	3,045229212
27,48585989	29,6783881	2,192528218
26,93893572	28,7676083	1,828672586
28,00984039	29,02600815	1,016167761
27,81787985	30,23927779	2,42139794
27,88960578	28,46203583	0,572430042
28,05403378	28,07886555	0,024831768
27,64424481	28,76083791	1,116593104
27,39272937	30,03026006	2,637530691
25,59921459	29,97319131	4,373976715
25,01572688	29,93574814	4,920021259
26,47516951	29,94302698	3,467857472
25,93468604	29,92030441	3,98561837
26,13070201	29,93557864	3,804876631
23,84898115	29,19009987	5,341118715
22,95884484	26,95432043	3,995475599

FONTE Almeida.

A tabela contém os resultados calculados pela fórmula do imposto maximizador (3.7.12) e sua comparação com os impostos observados. A última coluna, mais a direita, é o excedente, isto é, o quanto o imposto excedeu seu nível ótimo calculado.

## APENDICE B

Neste Apêndice, serão apresentadas todas as saídas importantes do software econométrico utilizado.

FIGURA B 1 - TESTE DE CORRELAÇÃO SERIAL DE BREUSCH-GODFREY

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	0.324213	Prob. F(2,13)	0.7288	
Obs*R-squared	0.950186	Prob. Chi-Square(2)	0.6218	
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 05/06/25 Time: 14:02 Sample: 2 21 Included observations: 20 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	327592.3	1776670.	0.184386	0.8566
IMP	-13286.31	57235.14	-0.232136	0.8200
RENDACAPTA(-1)	-0.343390	11.48512	-0.029899	0.9766
SELIC	3990.005	16569.47	0.240805	0.8135
FROTAADJ(-1)/POPTOTAL(-1)	273345.7	2879422.	0.094931	0.9258
RESID(-1)	-0.086047	0.292662	-0.294014	0.7734
RESID(-2)	0.211841	0.306887	0.690289	0.5022
R-squared	0.047509	Mean dependent var	1.16E-09	
Adjusted R-squared	-0.392102	S.D. dependent var	197045.3	
S.E. of regression	232488.5	Akaike info criterion	27.82029	
Sum squared resid	7.03E+11	Schwarz criterion	28.16879	
Log likelihood	-271.2029	Hannan-Quinn criter.	27.88832	
F-statistic	0.108071	Durbin-Watson stat	1.817909	
Prob(F-statistic)	0.993927			

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Como se pode observar, o teste de autocorrelação cujo a hipótese nula é a de que não existe autocorrelação, apresentou valores na probabilidade Qui-Quadrado muito acima do limite (0,05). Além disso, os coeficientes estimados no teste são pouco relevantes. Não há qualquer evidência de que exista autocorrelação no modelo estimado.

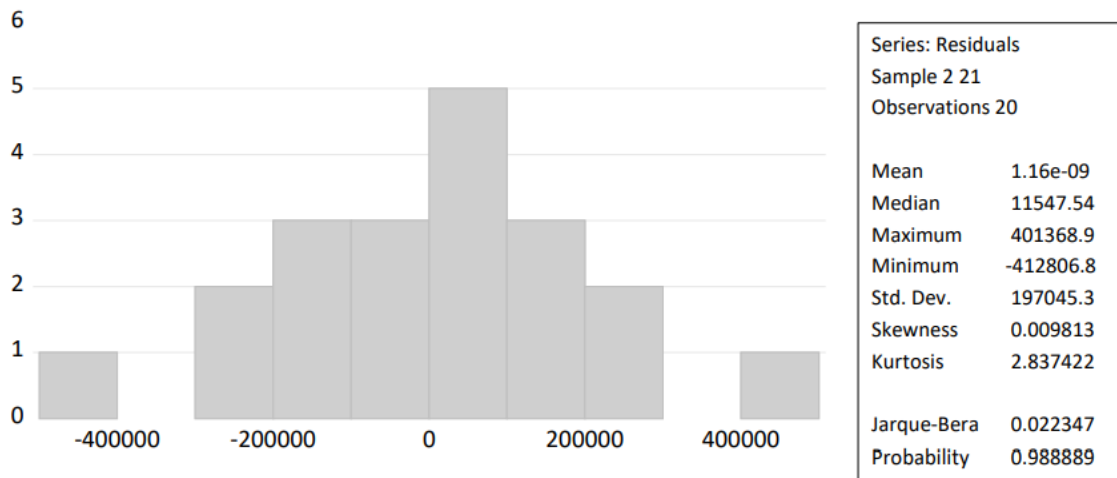
FIGURA B 2 - TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE BREUSCH-PAGAN-GODFREY

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	1.448377	Prob. F(4,15)	0.2668	
Obs*R-squared	5.572421	Prob. Chi-Square(4)	0.2334	
Scaled explained SS	2.879688	Prob. Chi-Square(4)	0.5782	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/25 Time: 14:02				
Sample: 2 21				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.33E+11	3.63E+11	-1.742328	0.1019
IMP	1.99E+10	1.15E+10	1.723715	0.1053
RENDACAPTA(-1)	2545624.	2251749.	1.130510	0.2760
SELIC	-3.30E+09	3.27E+09	-1.008489	0.3292
FROTAADJ(-1)/POPTOTAL(-1)	-4.66E+10	5.72E+11	-0.081386	0.9362
R-squared	0.278621	Mean dependent var	3.69E+10	
Adjusted R-squared	0.086253	S.D. dependent var	5.13E+10	
S.E. of regression	4.90E+10	Akaike info criterion	52.28182	
Sum squared resid	3.61E+22	Schwarz criterion	52.53075	
Log likelihood	-517.8182	Hannan-Quinn criter.	52.33041	
F-statistic	1.448377	Durbin-Watson stat	2.378601	
Prob(F-statistic)	0.266770			

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Como se pode observar, o teste de heterocedasticidade que consiste em “regressar” o resíduo do modelo original contra seus regressores, se mostrou pouco significativo, com um coeficiente de determinação ajustado baixo (0,0863). Os valores “p” dos coeficientes se mostraram igualmente irrelevantes. As probabilidades Qui-Quadrado do teste estão muito acima do limite (0,05). Não há evidência de que o modelo possua a condição da heterocedasticidade e, portanto, assume-se a hipótese de que a condição é a homoscedasticidade (desejada).

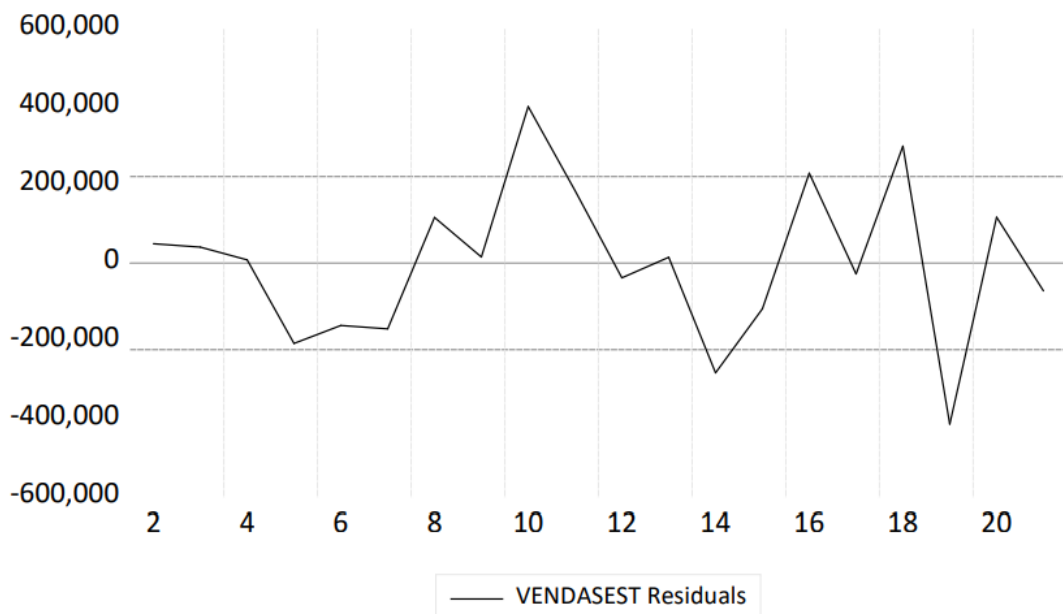
FIGURA B 3 - HISTOGRAMA - TESTE DE NORMALIDADE



Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

O gráfico distributivo das observações parece muito com o “Sino” comum de se ver em modelos com normalidade distributiva. Mas, além disso, o valor “p” estimado é altíssimo e muito distante do limite (0,05), em um teste cujo a hipótese nula é a de que a série segue uma distribuição normal. Não há qualquer evidência de que o modelo quebre a condição de normalidade distributiva.

FIGURA B 4 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS DO MODELO



Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

O gráfico da Figura B4, é a série residual gerada a partir do modelo estimado (3.6.1). Ele mostra como os resíduos parecem visualmente com uma série cujo a condição é a estacionariedade. A variância e a média parecem seguir constantes numa linha que cruza aleatoriamente o eixo 0 ao longo das observações.

### FIGURA B 5 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DFA - RESÍDUOS

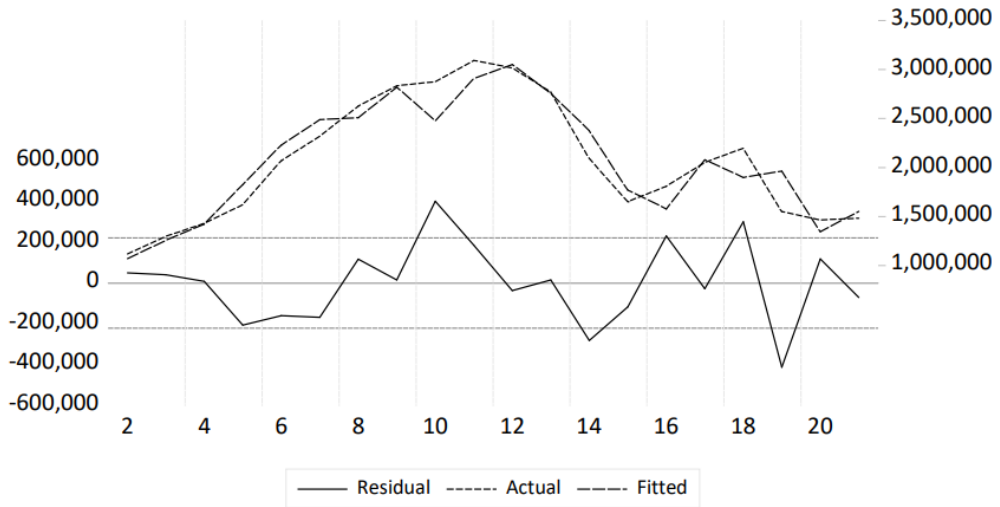
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID01

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.499236	0.0157
Test critical values:	1% level		-2.699769	
	5% level		-1.961409	
	10% level		-1.606610	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID01)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/25 Time: 19:38				
Sample (adjusted): 4 21				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.914942	0.366089	-2.499236	0.0237
D(RESID01(-1))	-0.177400	0.248283	-0.714507	0.4852
R-squared	0.567050	Mean dependent var		-6240.739
Adjusted R-squared	0.539991	S.D. dependent var		308926.4
S.E. of regression	209526.2	Akaike info criterion		27.44752
Sum squared resid	7.02E+11	Schwarz criterion		27.54645
Log likelihood	-245.0277	Hannan-Quinn criter.		27.46117
Durbin-Watson stat	1.867049			

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Para garantir com a devida formalidade, o resíduo do modelo foi submetido ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Ampliado. O resultado foi que par um modelo sem tendência e nem intercepto, foi verificado que em nível, o resíduo gerado é estacionário.

FIGURA B 6 – GRÁFICO: OBSERVADO X ESTIMADO X RESÍDUO



Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Gráfico da Figura B6 mostra como se deu as estimativas para o regressando em comparação com os valores reais observados.

FIGURA B 7 - TABELA: OBSERVADO X ESTIMADO X RESÍDUO

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
2	1118603	1068735	49868.0	
3	1295800	1254702	41098.4	
4	1430160	1421781	8379.05	
5	1619233	1825010	-205777.	
6	2067789	2227762	-159973.	
7	2320174	2488426	-168252.	
8	2626453	2509289	117164.	
9	2834952	2819357	15595.2	
10	2875294	2473925	401369.	
11	3093330	2907647	185683.	
12	3015166	3052559	-37392.9	
13	2768938	2754222	14716.0	
14	2093803	2375319	-281516.	
15	1652300	1769590	-117290.	
16	1807185	1576877	230308.	
17	2051185	2078781	-27595.5	
18	2197296	1897514	299782.	
19	1548828	1961635	-412807.	
20	1463770	1345895	117875.	
21	1482031	1553266	-71234.9	

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

A tabela na Figura B7 é a tabela dos dados observados, estimados e os resíduos; que fazem o gráfico da Figura B6.

FIGURA B 8 - MULTICOLINEARIDADE?

Variance Inflation Factors			
Date: 05/06/25 Time: 20:26			
Sample: 1 21			
Included observations: 20			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	2.70E+12	1098.286	NA
IMP	2.72E+09	976.8491	1.464656
RENDACAPTA(-1)	103.7079	103.0582	2.181209
SELIC	2.18E+08	14.31836	2.342112
FROTAADJ(-1)/POPT	6.69E+12	55.83778	2.809286

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Como se observa os Fatores de Inflação de Variância calculados são baixos, o que afasta o temor por regressores sendo determinadas por relação lineares entre si. As regressões auxiliares para testar presença de multicolinearidade foram feitas, mas suas exibições aqui podem ser dispensadas por conta da demonstração dos VIF's (mas os leitores podem testar as regressões auxiliares com os dados que foram disponibilizados, caso queiram).

FIGURA B 9 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Johansen Cointegration Test

Date: 05/06/25 Time: 16:40				
Sample (adjusted): 4 21				
Included observations: 18 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: FROTAADJPOPTOTAL IMP RENDACAPTA SELIC VENDASEST				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.999684	225.4432	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.904980	80.37801	47.85613	0.0000
At most 2 *	0.773341	38.01195	29.79707	0.0045
At most 3	0.457280	11.29438	15.49471	0.1940
At most 4	0.016172	0.293471	3.841465	0.5880
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				

Fonte: Autoria Própria feito no E-Views.

Como se pode observar, o teste de Johansen para cointegração das variáveis no longo prazo, não rejeitou em dois parâmetros calculados, a possibilidade de cointegração. Novamente não há nenhuma evidência de que as séries não são cointegradas.