

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

BRUNO SOUSA SILVA

**SENSIBILIDADE DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO A CHOQUES
MACROECONÔMICOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A
ECONOMIA BRASILEIRA (2008- 2018)**

Mariana/MG
2026

BRUNO SOUSA SILVA

**SENSIBILIDADE DO SETOR AUTOMOBILISTICO A CHOQUES
MACROECONÔMICOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A
ECONOMIA BRASILEIRA (2008- 2018)**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas do Instituto de Ciências Sociais e Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP) como requisito para a obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Prof. Dr. Luiz Mateus da Silva Ferreira

SISBIN - SISTEMA DE BIBLIOTECAS E INFORMAÇÃO

S586s Silva, Bruno Sousa.
Sensibilidade Do Setor Automobilístico A Choques Macroeconômicos
[manuscrito]: Evidências Empíricas Para A Economia Brasileira (2008-
2018). / Bruno Sousa Silva. - 2026.
65 f.: il.: color., gráf., tab..

Orientador: Prof. Luiz Mateus da Silva Ferreira.
Monografia (Bacharelado). Universidade Federal de Ouro Preto.
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas. Graduação em Ciências
Econômicas .

1. Crédito. 2. Indústria automobilística. 3. Modelos econométricos. 4.
Taxas de juros. I. Ferreira, Luiz Mateus da Silva. II. Universidade Federal
de Ouro Preto. III. Título.

CDU 338.4(81)

Bibliotecário(a) Responsável: Essevalter de Sousa - CRB6/1407



FOLHA DE APROVAÇÃO

Bruno Sousa Silva

Sensibilidade Do Setor Automobilístico A Choques Macroeconômicos: Evidências Empíricas Para A Economia Brasileira (2008-2018)

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Ouro Preto como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas

Aprovada em 12 de fevereiro de 2026

Membros da banca

Dr. Luiz Mateus da Silva Ferreira - Orientador (Universidade Federal de Ouro Preto)
Dr. Chrystian Soares Mendes (Universidade Federal de Ouro Preto)
Dr. Luccas Assis Atílio (Universidade Federal de Ouro Preto)

Luiz Mateus da Silva Ferreira, orientador do trabalho, aprovou a versão final e autorizou seu depósito na Biblioteca Digital de Trabalhos de Conclusão de Curso da UFOP em 12/2/2026



Documento assinado eletronicamente por **Luiz Mateus da Silva Ferreira, PROFESSOR DE MAGISTERIO SUPERIOR**, em 12/02/2026, às 10:55, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.ufop.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1058739** e o código CRC **FB3159E0**.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela força, sabedoria e luz em todos os momentos desta jornada.

Aos meus pais, Erondina e Ivon, por todo o apoio incondicional, pelo amor que sempre me guiou, pelo incentivo constante e por cada sacrifício que fizeram para que eu chegasse até aqui.

À minha irmã, Nádia, pelo carinho, pela cumplicidade e por sempre torcer por mim.

À minha companheira, Larissa, por todo o amor, por todo o cuidado e por estar ao meu lado em cada etapa, me dando forças nos momentos desafiadores e celebrando cada vitória.

Ao meu orientador, Professor Luiz Mateus, pela inspiração, pela orientação, pela confiança e por todo o conhecimento compartilhado.

RESUMO

Este trabalho analisa os determinantes macroeconômicos das vendas de veículos leves no Brasil entre os anos de 2008 e 2018, com foco central na sensibilidade do setor à taxa de juros (Selic). O setor automobilístico, historicamente consolidado como um dos pilares da indústria nacional, apresenta uma dinâmica complexa, influenciada tanto por políticas de incentivo governamental quanto por variáveis de custo e crédito. Para investigar essas relações, utilizou-se a metodologia econométrica de Séries Temporais, especificamente o Modelo de Vetores de Correção de Erros (VEC), que permite capturar simultaneamente as relações de equilíbrio de longo prazo e os ajustes dinâmicos de curto prazo. As variáveis incluídas no modelo foram o volume de vendas de veículos, a taxa Selic, a taxa de câmbio, o IPCA e o IPCA específico de combustíveis (gasolina). Os resultados do Teste de Cointegração de Johansen confirmaram a existência de uma relação estrutural de longo prazo entre as variáveis. A análise dos coeficientes revelou que a taxa Selic exerce um impacto negativo e significativo sobre as vendas, confirmando a hipótese de que o custo do crédito é o principal limitador da demanda. Adicionalmente, observou-se uma alta sensibilidade negativa ao preço dos combustíveis e ao câmbio, enquanto o IPCA geral demonstrou uma relação pró-cíclica no período analisado. As Funções Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância ratificaram o protagonismo da política monetária, evidenciando que choques na Selic possuem efeitos persistentes e elevados sobre o desempenho do setor. Conclui-se que a estabilidade macroeconômica e a manutenção de taxas de juros em patamares baixos são condições *sine qua non* para o crescimento sustentado do mercado automobilístico brasileiro.

Palavras-chave: Setor Automobilístico. Taxa de Juros. Modelos VEC. Crédito.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Brasil: Automóveis e veículos comerciais leves produzidos (1990-1997).....	19
Figura 2 – Brasil: Modalidade de pagamento na venda de veículos	23
Figura 3 – Brasil: Concessão das operações de Crédito – Aquisição de Veículos.....	26
Figura 4 – Brasil: Vendas de veículos (atacado) no período 2008-2018 (em nível).....	37
Figura 5 – Brasil: LVENDAS de veículos (atacado) no período 2008-2018.....	38
Figura 6 – Brasil: evolução da taxa Selic (%) mensal no período 2008-2018	39
Figura 7 – FIR: resposta de LVENDAS a choques na SELIC (VECM).....	56
Figura 8 – FIR: resposta de LVENDAS a choques no Câmbio e Gasolina (VECM).....	57
Figura 9 – FIR: resposta de LVENDAS a choques no IPCA (VECM)	58

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária ADF (Séries em Nível)	40
Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária ADF (Séries em Primeira Diferença)	41
Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen (Estatística do Traço).....	42
Tabela 4 – Significância dos Betas da Equação de Cointegração (2008–2018)	45
Tabela 5 – Estatísticas de Significância e Ajuste do Modelo VEC (2008–2018).....	46
Tabela 6 – Equação de Cointegração Normalizada (VEC), 2008-2018.....	47
Tabela 7 – Sinais da Equação de Cointegração Normalizada (VEC), 2008-2018	48
Tabela 8 – Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos (VEC)	52
Tabela 9 – Teste de Heterocedasticidade de White (Resíduos do VEC)	52
Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (Dependente: LVENDAS).....	53
Tabela 11 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão de LVENDAS	54
Tabela 12 – Síntese Comparativa dos Choques	59

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	11
CAPÍTULO 1 – REFERENCIAL TEÓRICO, BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE PESQUISA.....	14
1.1 PROBLEMA DE PESQUISA E RELEVÂNCIA DO TEMA	14
1.2 OBJETIVOS.....	14
1.2.1 OBJETIVO GERAL.....	14
1.3 HIPÓTESES.....	14
1.2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	15
1.4 REFERENCIAL TEÓRICO.....	15
1 4.1 EVOLUÇÃO DA INDÚSTRIA AUTOMOTIVA NO BRASIL (1950–2000)	16
1 4.2 EVOLUÇÃO DA INDÚSTRIA AUTOMOTIVA NO BRASIL (2000–2018)	21
1.5 JUSTIFICATIVA	29
1.6 BASE DE DADOS E METODOLOGIA	30
CAPÍTULO 2 – ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	33
2.1 BASE DE DADOS.....	33
2.2 METODOLOGIA DE TRATAMENTO DOS DADOS	36
2.3 ANÁLISE GRÁFICA PRELIMINAR	37
2.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E IMPLICAÇÕES PARA A ESPECIFICAÇÃO	40
2.5 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN E DECISÃO DE MODELO	41
2.6 ESPECIFICAÇÃO FINAL DO MODELO ECONOMÉTRICO.....	43
2.7 EQUAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO E RELAÇÃO DE LONGO PRAZO.....	45
2.8 INTERPRETAÇÃO DOS ESTIMADORES E ANÁLISE DINÂMICA	49
2.8.1 Taxa Selic e o Canal do Crédito	49
2.8.2 Taxa de Câmbio (R\$/US\$) e a Incerteza Macroeconômica.....	49
2.8.3 IPCA da Gasolina e o Custo de Uso.....	50
2.8.4 IPCA (Inflação Geral) e o Ciclo de Demanda	50

2.9 DINÂMICA DE AJUSTE E VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA.....	51
2.10 DIAGNÓSTICO DOS RESÍDUOS: AUTOCORRELAÇÃO E HETEROCEDASTICIDADE.....	51
2.10.1 Teste de Autocorrelação Serial (LM Test).....	51
2.10.2 Teste de Heterocedasticidade de White	52
2.10.3 Síntese do Diagnóstico	52
2.11 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER (VEC EXOGENEITY BLOCK WALD TESTS).....	53
2.11.1 Análise Dos Resultados	54
2.12 DECOMPOSIÇÃO DA VARIANÇA DO ERRO DE PREVISÃO	54
2.12.1 Análise dos Resultados.....	55
2.13 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA (FIR)	55
2.13.1 Resposta de LVENDAS a choques na SELIC.....	56
2.13.2 Resposta aos Choques no Câmbio e Gasolina.....	57
2.13.3 Resposta de LVENDAS a choques no IPCA.....	58
CONSIDERAÇÕES FINAIS	60
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	63

INTRODUÇÃO

O setor automobilístico desempenha papel estratégico na economia brasileira, exercendo influência significativa sobre o nível de atividade econômica, a geração de emprego e renda e a dinâmica industrial do país. Trata-se de um segmento intensivo em capital e fortemente articulado a diversas cadeias produtivas, como metalurgia, siderurgia, indústria química, eletrônica e serviços financeiros, ampliando seus efeitos multiplicadores sobre a economia (ANFAVEA, 2022; IBGE, 2021).

Além de sua relevância produtiva, o mercado automobilístico caracteriza-se por elevada sensibilidade às condições macroeconômicas, em especial às variáveis monetárias e financeiras. A aquisição de veículos insere-se no consumo de bens duráveis, cuja demanda depende fortemente de expectativas, renda e, sobretudo, das condições de financiamento disponíveis ao consumidor (CARNEIRO, 2002). Conforme destacado por Deaton (1992) e Mankiw (2019), decisões de consumo intertemporal tendem a reagir de forma mais intensa a variações no custo do crédito, o que torna o setor particularmente vulnerável a mudanças na política monetária.

No contexto brasileiro, a taxa básica de juros, a Selic (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), constitui o principal instrumento de política monetária e exerce influência direta sobre o custo do crédito ao consumidor (MISHKIN, 1998; GOLDFAJN, 2005). Elevações na taxa de juros encarecem o financiamento, desestimulando a demanda por bens duráveis, enquanto reduções tendem a impulsionar o consumo por meio da ampliação do crédito disponível (SICSÚ, 2002; BACEN, 2023). Esse mecanismo é amplamente discutido na literatura macroeconômica, que enfatiza o canal do crédito como um dos principais vetores de transmissão da política monetária (BERNANKE; GERTLER, 1999).

A inflação, por sua vez, afeta o poder de compra das famílias e influencia decisões de consumo ao elevar o grau de incerteza econômica e reduzir a renda real disponível (DEATON *et al*, 1980). Adicionalmente, variações inflacionárias estão associadas a mudanças nos custos de produção e manutenção dos veículos, impactando o comportamento da demanda no setor automobilístico (BLANCHARD, 2017). A taxa de câmbio também desempenha papel relevante, uma vez que o setor depende de insumos importados e está exposto a oscilações nos custos de produção e na competitividade relativa, conforme discutido por Krugman, Obstfeld e Melitz (2018).

O presente estudo analisa o comportamento do setor automobilístico brasileiro em relação às mudanças nas condições macroeconômicas no período compreendido entre janeiro de 2008 e dezembro de 2018, utilizando dados mensais. A escolha desse intervalo temporal justifica-se por abranger fases distintas do ciclo econômico brasileiro: (i) o período de expansão do crédito e crescimento do consumo de bens duráveis no final dos anos 2000; (ii) a desaceleração econômica iniciada no início da década de 2010; e (iii) a recessão econômica a partir de 2014, marcada pela elevação da inflação, aumento da taxa de juros e forte retração das vendas de veículos (GIAMBIAGI *et al.*, 2024). Esse recorte permite analisar o comportamento do setor automobilístico sob diferentes regimes macroeconômicos, conferindo maior robustez empírica aos resultados.

Diante desse cenário, torna-se relevante investigar de que maneira as variáveis macroeconômicas – em especial a taxa de juros, a inflação e a taxa de câmbio – influenciam o desempenho do setor automobilístico brasileiro. A utilização de modelos econométricos dinâmicos, como os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetores com Correção de Erros (VECM), permite capturar não apenas relações contemporâneas entre as variáveis, mas também seus efeitos defasados e os mecanismos de ajuste ao equilíbrio de longo prazo (SIMS, 1980; ENDERS, 2015).

Assim, o objetivo geral deste trabalho é analisar os impactos da taxa Selic, da inflação e da taxa de câmbio sobre as vendas de veículos no Brasil, utilizando dados mensais e um arcabouço econométrico baseado em modelos VAR e VECM. De forma complementar, busca-se identificar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis e examinar a dinâmica de curto prazo por meio da análise das Funções Impulso-Resposta (FIR), conforme a metodologia proposta por Lütkepohl (2005).

O presente estudo contribui para a literatura empírica ao fornecer evidências sobre a sensibilidade do setor automobilístico brasileiro às condições monetárias e macroeconômicas, além de oferecer subsídios para a compreensão dos efeitos da política monetária sobre o consumo de bens duráveis em economias emergentes. Do ponto de vista prático, os resultados podem auxiliar formuladores de políticas públicas e agentes do setor privado na avaliação de estratégias relacionadas ao crédito, produção e planejamento do setor.

Além desta introdução, este trabalho está organizado da seguinte forma: o Capítulo 1 apresenta a contextualização histórica do setor automobilístico brasileiro e a revisão da literatura teórica e empírica; o Capítulo 2 descreve a base de dados, a

metodologia de Vetores de Correção de Erros (VEC) e a especificação do modelo, avançando para a análise dos resultados empíricos, que abrange os testes de diagnóstico, a análise de cointegração, as Funções Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância. Por fim, o trabalho é encerrado com as considerações finais.

CAPÍTULO 1

REFERENCIAL TEÓRICO, BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE PESQUISA

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA E RELEVÂNCIA DO TEMA

Este estudo parte da hipótese de que o setor automobilístico brasileiro apresenta elevada sensibilidade às condições macroeconômicas, sobretudo à taxa de juros, à inflação e ao câmbio. Considerando que a aquisição de veículos se enquadra no consumo de bens duráveis e depende fortemente de financiamento, alterações na política monetária tendem a afetar diretamente o desempenho do setor.

Assim sendo, o problema central que orienta este estudo consiste em investigar de que forma as variáveis macroeconômicas influenciam as vendas de veículos no Brasil, tanto no curto quanto no longo prazo, no período compreendido entre 2008 e 2018. Assim, o problema de pesquisa pode ser formulado como: qual é o efeito da taxa Selic, da inflação e do câmbio sobre as vendas de veículos no Brasil entre 2008 e 2018?

A relevância do tema decorre tanto de sua importância econômica quanto de sua contribuição analítica. O setor automobilístico possui forte efeito multiplicador sobre a economia e desempenha papel central na indústria brasileira, de modo que compreender sua sensibilidade às condições macroeconômicas é fundamental para a formulação de políticas públicas e para o planejamento estratégico das empresas do setor (HIRSCHMAN, 1958). Portanto, a contribuição deste trabalho reside em quantificar esses efeitos com um modelo dinâmico (VAR/VECM), permitindo examinar defasagens e persistência via FIR.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 OBJETIVO GERAL

Analisar os impactos da taxa Selic, da inflação e da taxa de câmbio sobre as vendas de veículos no Brasil, no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2018, por meio de modelos econométricos dinâmicos (VAR/VECM).

1.3 HIPÓTESES

Com base na teoria econômica e na literatura empírica, o estudo parte das seguintes hipóteses:

- i. A taxa de juros exerce impacto negativo sobre as vendas de veículos no longo prazo;
- ii. A inflação afeta negativamente o volume de vendas de veículos, ao reduzir o poder de compra das famílias;
- iii. Variações na taxa de câmbio influenciam as vendas de veículos por meio de seus efeitos sobre os custos de produção e a competitividade do setor;
- iv. Choques na taxa de juros produzem efeitos negativos sobre as vendas no curto prazo, com defasagem temporal.

1.2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Investigar a existência de relações de longo prazo entre as vendas de veículos e as variáveis macroeconômicas selecionadas;
- Analisar a dinâmica de curto prazo entre as variáveis por meio de modelos VAR e VECM;
- Avaliar os efeitos de choques nas variáveis macroeconômicas sobre as vendas de veículos por meio das Funções Impulso-Resposta;
- Interpretar os resultados à luz da teoria econômica e da literatura empírica sobre consumo de bens duráveis.

1.4 REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção tem por objetivo estabelecer o referencial histórico e analítico necessário à compreensão da dinâmica do setor automobilístico brasileiro e à fundamentação do modelo empírico estimado. Inicialmente, examina-se a trajetória de formação e consolidação da indústria automotiva no país, desde sua implantação na década de 1950 até o final dos anos 2000, destacando as transformações estruturais que moldaram seu padrão de produção e de inserção na economia nacional. Na sequência, analisa-se o período 2000–2018, com ênfase no papel das variáveis macroeconômicas — taxa de juros, crédito, taxa de câmbio e inflação — como condicionantes da demanda por bens duráveis intensivos em financiamento, à luz da literatura teórica e empírica sobre o consumo de veículos no Brasil.

1.4.1 EVOLUÇÃO DA INDÚSTRIA AUTOMOTIVA NO BRASIL (1950-2000)

A indústria automotiva brasileira passou por transformações estruturais profundas entre 1950 e 2000, consolidando-se como um dos pilares do processo de industrialização do país e como um setor com elevado potencial de encadeamento produtivo. A trajetória do setor nesse intervalo não pode ser compreendida apenas como expansão da produção, mas como resultado de uma estratégia estatal de desenvolvimento, baseada na substituição de importações, na atração de investimento estrangeiro direto, na formação de capacidades industriais internas e na coordenação de políticas de proteção e incentivos (ABREU, 1990; BAER, 2002; KUPFER, 2002; AREND, 2009).

O marco decisivo do período foi a criação do Grupo Executivo da Indústria Automobilística (GEIA), em 1956, durante o governo Juscelino Kubitschek (1956-1961), no âmbito do Plano de Metas (ABREU, 1990; BAER, 2002; KUPFER, 2002). O GEIA estabeleceu metas explícitas de nacionalização de componentes e organizou um ambiente regulatório favorável à instalação de montadoras multinacionais no país, como Volkswagen, Ford e General Motors, que passaram a produzir veículos com progressiva adaptação às condições locais (ABREU, 1990). A escolha do setor automotivo como eixo da política industrial não decorreu apenas de preferências setoriais, mas de uma leitura estratégica sobre restrições externas, necessidade de modernização e capacidade de indução do crescimento.

Conforme Abreu (1990), a priorização da indústria automobilística no Plano de Metas respondia a três dimensões articuladas. Primeiro, havia o objetivo de reduzir pressões no balanço de pagamentos, substituindo importações de veículos e componentes que consumiam divisas em um contexto de restrição externa recorrente. Segundo, o setor apresentava forte efeito dinamizador sobre cadeias correlatas – aço, borracha, vidro, autopeças –, ampliando emprego e renda e incentivando a industrialização “para trás” (verticalização e formação de fornecedores). Terceiro, a indústria automotiva possuía relevante dimensão simbólica: sua expansão reforçava a narrativa de modernidade e progresso do projeto desenvolvimentista, ao associar industrialização à capacidade nacional de produzir bens duráveis tecnologicamente complexos (ABREU, 1990; AREND, 2009; BAER, 2002).

Os efeitos quantitativos dessa política foram rápidos e expressivos. Dados da ANFAVEA (2019) indicam que, em 1957 — primeiro ano completo de vigência do GEIA — a produção nacional alcançou 30.796 unidades. Ao final do governo Juscelino Kubitschek, em 1960, esse

volume já atingia 130.392 unidades anuais, o que corresponde a um crescimento de aproximadamente 323% em apenas quatro anos. Tal expansão evidencia a elevada capacidade de resposta do setor automobilístico aos instrumentos de política industrial adotados no período, especialmente no que se refere à combinação entre proteção ao mercado interno, exigências de nacionalização de componentes e estímulos ao investimento produtivo.

A estratégia de atração de montadoras estrangeiras também foi interpretada como mecanismo de aceleração de capacidades produtivas, via transferência tecnológica e ganhos de escala, além de estimular a construção de um parque industrial mais diversificado (FISHLOW, 1972; SUZIGAN, 2000). Entretanto, esse avanço esteve condicionado a um regime de proteção comercial e incentivos fiscais, que, ao mesmo tempo em que viabilizava o “catch up” industrial, tendia a gerar custos macroeconômicos e estruturais: aumento da dependência de capitais externos, tensões inflacionárias e menor pressão competitiva por eficiência, elementos que reaparecem na literatura como limites do modelo de substituição de importações (ABREU, 1990; KUPFER, 2002; AREND, 2009).

Na década de 1960 e, sobretudo, ao longo do chamado “milagre econômico”, o setor experimentou crescimento acelerado, impulsionado pela expansão do mercado interno, pela consolidação do parque produtivo criado na década anterior e pelo avanço da infraestrutura de transportes, com ênfase no modal rodoviário (BAER, 2002; SUZIGAN, 2000). Kupfer e Hasenclever (2013) destacam que essa expansão esteve associada, entre outros fatores, à maturação das plantas industriais e aos ganhos de escala que reduziram custos e ampliaram capacidade instalada, e ao fortalecimento de mecanismos de financiamento e crédito ao consumo, que favoreceram a difusão do automóvel como bem durável no mercado doméstico. Em paralelo, a priorização de obras de infraestrutura rodoviária no Plano de Metas criou condições materiais para integração de mercados regionais, redução de custos logísticos e ampliação do mercado consumidor potencial (ABREU, 1990; BAER, 2002).

Esses fatores ajudam a explicar a forte expansão da produção ao longo do período, refletida em indicadores setoriais que apontam crescimento expressivo do volume produzido entre o final dos anos 1950 e o início dos anos 1970 (ANFAVEA, 2019).

Os dados da série histórica da ANFAVEA evidenciam de forma clara essa trajetória de expansão. A produção total de autoveículos passou de 2.317 unidades em janeiro de 1957 para 3.432 unidades em dezembro do mesmo ano, o que representa um crescimento de aproximadamente 48% ao longo do período. Em 1959, o setor já operava

em um novo patamar produtivo, ultrapassando a marca de 9.000 unidades mensais — como indicam as 9.127 unidades registradas em dezembro —, volume cerca de 166% superior ao observado em dezembro de 1957.

O ponto de inflexão mais significativo ocorre, contudo, a partir de 1968, quando a produção mensal passa a superar de forma sistemática o nível de 20.000 unidades, sinalizando a consolidação da capacidade produtiva instalada e a ampliação do mercado interno. Em janeiro daquele ano foram produzidos 13.647 veículos, ao passo que, em dezembro de 1970, esse total alcançou 33.334 unidades, configurando um aumento de 144,3% em apenas três anos.

O ápice desse ciclo expansivo, associado ao período do chamado “milagre econômico”, verifica-se em dezembro de 1972, quando a produção atingiu 50.946 unidades mensais. Esse volume corresponde a um crescimento de aproximadamente 53% em relação a dezembro de 1970 e a expressivos 2.098% quando comparado a janeiro de 1957, evidenciando a magnitude da aceleração produtiva do setor automobilístico brasileiro ao longo do processo de industrialização pesada e de aprofundamento do mercado de bens duráveis.

Porém, tal trajetória não esteve isenta de contradições. A crise do petróleo nos anos 1970 e, posteriormente, a recessão e a crise da dívida nos anos 1980 expuseram vulnerabilidades relevantes: dependência de insumos importados, baixa competitividade internacional e estrutura produtiva orientada sobretudo ao mercado interno, com ganhos de eficiência inferiores aos padrões internacionais (SUZIGAN, 2000; KUPFER; HASENCLEVER, 2013). Nesse sentido, parte da literatura interpreta que o mesmo arranjo institucional que viabilizou o salto industrial inicial — proteção e coordenação estatal — também teria reduzido incentivos à inovação e à produtividade em horizonte mais longo (ABREU, 1990; BAER, 2002).

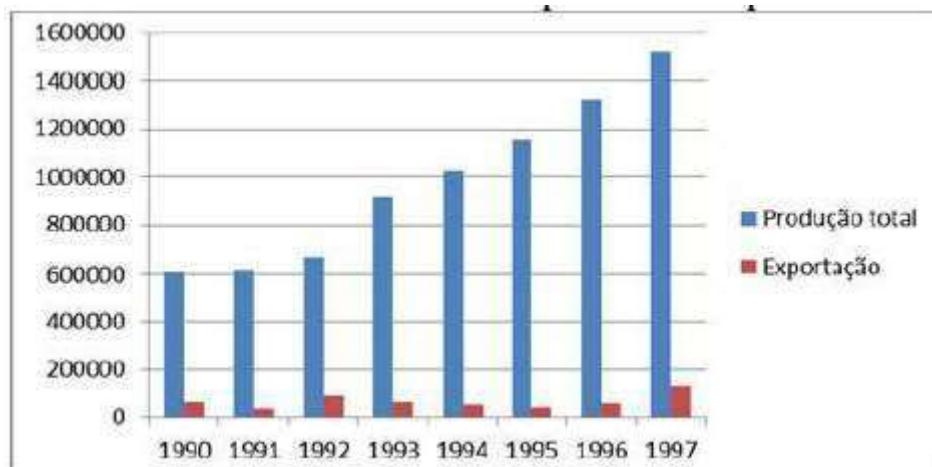
A abertura comercial dos anos 1990, representou, portanto, um ponto de inflexão na organização industrial do setor (BAER, 2002). A redução de barreiras tarifárias e a intensificação da concorrência ampliaram a pressão por modernização produtiva e tecnológica, em um contexto marcado por busca de estabilização macroeconômica, reinserção internacional e avanço de agendas liberalizantes associadas ao Consenso de Washington e à integração regional após a formação do Mercosul (SUZIGAN, 2000; KUPFER; HASENCLEVER, 2013). Ao romper com décadas de protecionismo, a

abertura produziu um “choque competitivo” que alterou estratégias empresariais e padrões de organização produtiva.

Os impactos desse choque competitivo sobre o desempenho produtivo do setor automobilístico podem ser observados na Figura 1, que apresenta a evolução da produção total e das exportações de automóveis e veículos comerciais leves entre 1990 e 1997. Com base em dados da ANFAVEA sistematizados por Sena (2019), verifica-se um crescimento expressivo da produção nacional, que passou de aproximadamente 900 mil unidades em 1990 para mais de 1,6 milhão em 1997. Esse resultado reflete os efeitos da abertura comercial e do rompimento com o padrão protecionista vigente até o final dos anos 1980, uma vez que a redução das barreiras tarifárias e a intensificação da concorrência internacional induziram as montadoras instaladas no país a promoverem um amplo processo de reestruturação produtiva.

Esse movimento envolveu investimentos em modernização tecnológica, automação, ampliação de escala e reorganização das relações com fornecedores, com a difusão de práticas de eficiência logística e produtiva – como os sistemas just-in-time –, aproximando parte das plantas brasileiras dos padrões internacionais de competitividade (BAER, 2002; KUPFER, 2002; DE NEGRI, 2016).

Figura 1 – Brasil: Automóveis e veículos comerciais leves produzidos (1990-1997)



Fonte: Sena (2019, p. 13)

As exportações, embora em patamar significativamente inferior ao da produção destinada ao mercado interno, também apresentaram trajetória ascendente, passando de cerca de 180 mil para aproximadamente 420 mil unidades no mesmo intervalo, o que indica os primeiros sinais de inserção internacional mais consistente da indústria automobilística brasileira no contexto pós-abertura.

Contudo, os efeitos foram assimétricos: empresas com maior capacidade de financiamento e integração global tenderam a se adaptar com mais rapidez, ao passo que fabricantes nacionais menos capitalizados foram mais vulneráveis, evidenciando o custo distributivo de transições abruptas de regimes protegidos para regimes mais expostos à concorrência internacional (DE NEGRI, 2016).

Nesse ambiente, políticas industriais posteriores buscaram conciliar abertura e atração de investimento externo com preservação e estímulo à cadeia local. O Regime Automotivo de 1995 emergiu como resposta estratégica ao combinar incentivos fiscais/tarifários e exigências de conteúdo local, com o objetivo de promover modernização e expansão sem desmontar completamente a base produtiva doméstica (SUZIGAN, 2000; GIAMBIAGI et al., 2011).

Os reflexos quantitativos dessa política podem ser observados na evolução dos indicadores setoriais (ANFAVEA, 2019). Entre 1995 e 1998, período de vigência do Regime Automotivo, a produção anual de veículos aumentou de 1.454.965 para 1.793.686 unidades, o que corresponde a um crescimento acumulado de 23,3%, após atingir o pico de 2.066.823 unidades em 1997 — o melhor desempenho da década até então. O número de veículos emplacados, utilizado como proxy da demanda interna, apresentou trajetória semelhante, passando de 1.607.772 unidades em 1995 para 1.739.161 em 1998, com ápice de 1.943.858 unidades em 1997.

Mais expressivo, contudo, foi o comportamento das importações. A participação dos veículos importados no total de emplacamentos — que era nula em 1990 e permanecera inexpressiva até 1992 — elevou-se de 4,2% em 1993 para 23,6% em 1995, alcançando 27,6% em 1998. Esse movimento evidencia o caráter multifacetado do regime: por um lado, a ampliação da oferta e os ganhos de eficiência decorrentes da intensificação da concorrência; por outro, a necessidade de compatibilizar a abertura comercial com a preservação e o adensamento da estrutura produtiva doméstica, objetivo operacionalizado por meio das exigências de conteúdo local e dos incentivos à modernização tecnológica.

Embora seus resultados tenham sido heterogêneos, a política refletiu o dilema de equilibrar liberalização comercial e objetivos de desenvolvimento industrial e tecnológico em um setor já consolidado (KUPFER, 1998; SUZIGAN, 2000).

Do ponto de vista tecnológico e regulatório, o período também foi marcado por avanços associados à agenda ambiental. A implementação do Programa de Controle da

Poluição do Ar por Veículos Automotores (PROCONVE), em 1986, induziu mudanças tecnológicas gradativas – como a substituição de motores a carburador por sistemas de injeção eletrônica – aproximando parte da produção nacional de padrões internacionais e estimulando adaptações no segmento de autopeças (BRASIL, 2018; ABIPEÇAS, 2019).

Em síntese, entre as décadas de 1950 e 2000 formou-se no Brasil um parque automotivo amplo, integrado e diversificado, conforme evidenciam os dados da ANFAVEA (2019). A produção anual, que somava 30.796 unidades em 1957, alcançou 1.391.861 unidades no ano 2000 — um crescimento de aproximadamente 4.420% ao longo de pouco mais de quatro décadas. Esse avanço quantitativo foi acompanhado por mudanças estruturais na composição da produção. Em 1957, os automóveis representavam 39,5% do total produzido (12.172 unidades, frente a 18.624 de veículos comerciais leves e pesados), ao passo que, no ano 2000, sua participação atingia 78,5% (1.093.024 unidades), evidenciando a consolidação de um mercado de massa orientado predominantemente ao consumo das famílias.

A expansão do setor implicou ainda a formação de uma complexa cadeia produtiva, marcada pela ampliação do emprego industrial, pela difusão de fornecedores de autopeças e pela internalização de etapas produtivas, elementos que, embora não mensurados diretamente neste trabalho, constituem corolários reconhecidos na literatura sobre a indústria automobilística brasileira. Assim, apesar dos ciclos de instabilidade macroeconômica e das oscilações cambiais observadas ao longo do período, a trajetória entre 1950 e 2000 resultou na constituição de uma das mais densas e articuladas plataformas industriais da economia nacional.

Compreender essa trajetória histórica é fundamental para interpretar a sensibilidade contemporânea do setor a juros, crédito, inflação e câmbio — tema central deste estudo (BAER, 2002; KUPFER, 2002).

1.4.2 EVOLUÇÃO DA INDÚSTRIA AUTOMOTIVA NO BRASIL (2000-2018)

O período compreendido entre 2000 e 2018 representou uma fase de transformações estruturais e conjunturais para a indústria automotiva brasileira, marcada por ciclos de expansão e contração associados a mudanças no ambiente macroeconômico, a alterações no regime de concorrência e a choques externos (GIAMBIAGI, 2011). Conforme destacam Cavalcante e De Negri (2015), a década de 2000 iniciou-se sob os efeitos da abertura comercial e das reformas institucionais dos anos 1990, com o setor

automobilístico ainda em processo de adaptação às novas condições de competição. Como aponta Suzigan (2000), a redução de barreiras tarifárias, o aumento da exposição a importados e a consolidação da presença de montadoras estrangeiras exigiram reestruturações produtivas, ganhos de escala e modernização organizacional para sustentar competitividade em um ambiente progressivamente mais integrado à economia global.

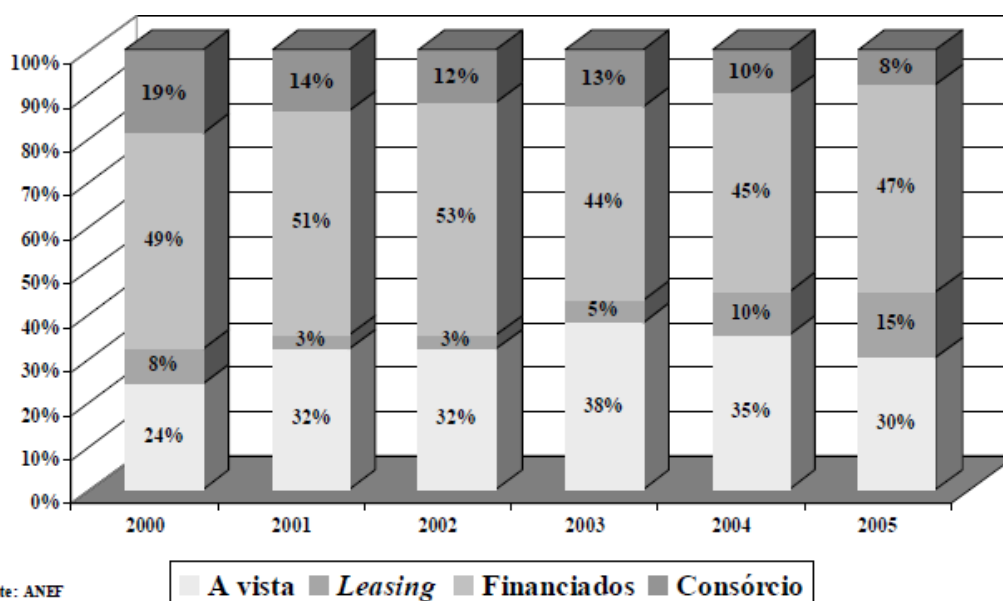
Paralelamente, o Regime Automotivo implementado em 1995 continuou a influenciar a dinâmica setorial no início dos anos 2000, ainda que suas regras tenham sido ajustadas ao longo do tempo diante de novas demandas por competitividade, inovação e integração internacional. Kupfer e Hasenclever (2013) enfatizam que a crescente pressão por integração global — intensificada pela entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC) em 2001 — ampliou a concorrência internacional e reforçou a necessidade de mecanismos de incentivo e de estímulo a investimentos produtivos e tecnológicos.

Ademais, a necessidade de adequação às normas ambientais — materializada no âmbito do PROCONVE — e a competição com veículos importados, em geral mais eficientes, aceleraram a modernização do parque industrial, embora persistisse dependência relevante de insumos e tecnologias estrangeiras em partes da cadeia automotiva (DE NEGRI; CAVALCANTE, 2015; ABIPEÇAS, 2019).

No plano macroeconômico, o início dos anos 2000 foi caracterizado por relativa estabilidade institucional, decorrente do Plano Real e da consolidação do regime de metas de inflação adotado em 1999, que reforçou o papel da política monetária como âncora nominal e ampliou a previsibilidade do ambiente econômico (BACEN, 2008). Essa estabilidade esteve associada à expansão do crédito e ao aumento da renda média, impulsionando a demanda por veículos novos.

A relevância do crédito como vetor de expansão do setor automobilístico pode ser observada na evolução das modalidades de pagamento adotadas pelos consumidores no período 2000–2005, conforme ilustrado na Figura 2.

Figura 2 – Brasil: Modalidade de pagamento na venda de veículos



Os dados sistematizados por Silva (2006), com base na Associação Nacional das Empresas Financeiras das Montadoras (ANEF), indicam que o percentual de vendas financiadas permaneceu consistentemente elevado, representando mais da metade das transações ao longo de todo o período analisado. Tal configuração evidencia que a aquisição de veículos no Brasil esteve estruturalmente condicionada à disponibilidade de crédito, característica típica de mercados de bens duráveis de alto valor unitário.

Adicionalmente, verifica-se crescimento expressivo da participação do leasing entre 2003 e 2005, modalidade que oferecia prazos mais longos e isenção de IOF (Imposto sobre Operações Financeiras), fatores que ampliaram sua atratividade relativa. Em contrapartida, as vendas à vista apresentaram trajetória declinante, passando de 38% para 30% no mesmo intervalo. Essa recomposição das formas de pagamento reforça a centralidade do financiamento na dinâmica de comercialização de veículos, indicando que a expansão do setor esteve diretamente associada à ampliação dos mecanismos de crédito ao consumidor.

Os reflexos desse ambiente de maior acesso ao financiamento sobre o agregado setorial tornam-se evidentes nos dados da ANFAVEA. A produção total de autoveículos aumentou de 1.391.861 unidades em 2000 para 2.528.514 unidades em 2008, o que corresponde a um crescimento acumulado de 81% no período pré-crise. Esse movimento foi particularmente intenso entre 2003 e 2008, quando a produção passou de 1.618.701 para 2.528.514 unidades, uma expansão de 56% em apenas cinco anos. O consumo seguiu trajetória semelhante: as vendas cresceram aproximadamente 58% entre 2003 (1.378.162

unidades) e 2008 (2.176.924 unidades), evidenciando a forte correlação entre oferta de crédito e demanda por veículos.

O ponto máximo desse ciclo ocorreu em setembro de 2008, quando a produção mensal atingiu 286.610 unidades — volume 110% superior à média mensal de 2003 (134.892 unidades). Como corroboração adicional, dados da ANFAVEA (2019) indicam crescimento médio anual em torno de 8% nas vendas entre 2000 e 2008, trajetória que coincide com a fase de expansão do ciclo econômico brasileiro observada entre 2003 e 2008. Nesse intervalo, políticas de estímulo ao consumo e investimentos públicos — como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) — contribuíram para a elevação da demanda agregada e para o aprofundamento do mercado de crédito (PETTERSON, 2021)

Nesse contexto, a conjugação de condições de financiamento mais favoráveis e expansão de renda reforçou a capacidade de consumo das famílias, em linha com interpretações que associam ciclos de expansão a maior dinamismo do mercado de bens duráveis (KEYNES, 1936). Os dados do Banco Central do Brasil indicam queda da Selic média de 16,5% a.a. em 2005 para 11,25% a.a. em 2008 (BACEN, 2008). Em paralelo, o aumento real do salário mínimo — estimado em 53% entre 2003 e 2008 (IPEA, 2011) — reforçou o poder de compra, o que se coaduna com a interpretação keynesiana de que a demanda reage positivamente ao relaxamento de condições monetárias em fases de crescimento, especialmente via redução do custo do crédito (KEYNES, 1936; PETTERSON, 2021). Essa leitura encontra respaldo no desempenho setorial: a ANFAVEA (2019) registra que as vendas de veículos novos no mercado interno cresceram 28% em 2007, movimento frequentemente associado à melhora das condições de financiamento, inclusive com ampliação do prazo de parcelamento, que teria se alongado de 24 para 84 meses no período mencionado por Giambiagi et al. (2011) e Petterson (2021).

Em termos empíricos, Alvarenga et al. (2010) estimam, no períodos 2004-2009, a elasticidade da taxa de juros sobre vendas do setor automotivo em torno de -1,18, sugerindo que aumento de 1% na taxa de juros estaria associado a redução de 1,18% nas vendas. Ainda que estimativas desse tipo dependam de especificação, período e método, o resultado é consistente com a hipótese de elevada sensibilidade do mercado automobilístico ao custo do crédito, dado o papel do financiamento na decisão de compra de veículos. Essa evidência ajuda a sustentar, do ponto de vista teórico-empírico, a

escolha do setor como objeto adequado para investigar mecanismos de transmissão da política monetária e sua interação com variáveis macroeconômicas.

No entanto, como alerta Petterson (2021), a expansão sustentada por crédito e consumo “alavancado” pode revelar fragilidades estruturais, especialmente quando não acompanhada por investimentos compatíveis em capacidade produtiva e produtividade. Nesse sentido, a crise financeira global de 2008 pode ser compreendida como ponto de inflexão: a elevação da incerteza, a restrição de liquidez e a piora das condições de financiamento afetaram a demanda e o ritmo de produção, produzindo desaceleração relevante do setor.

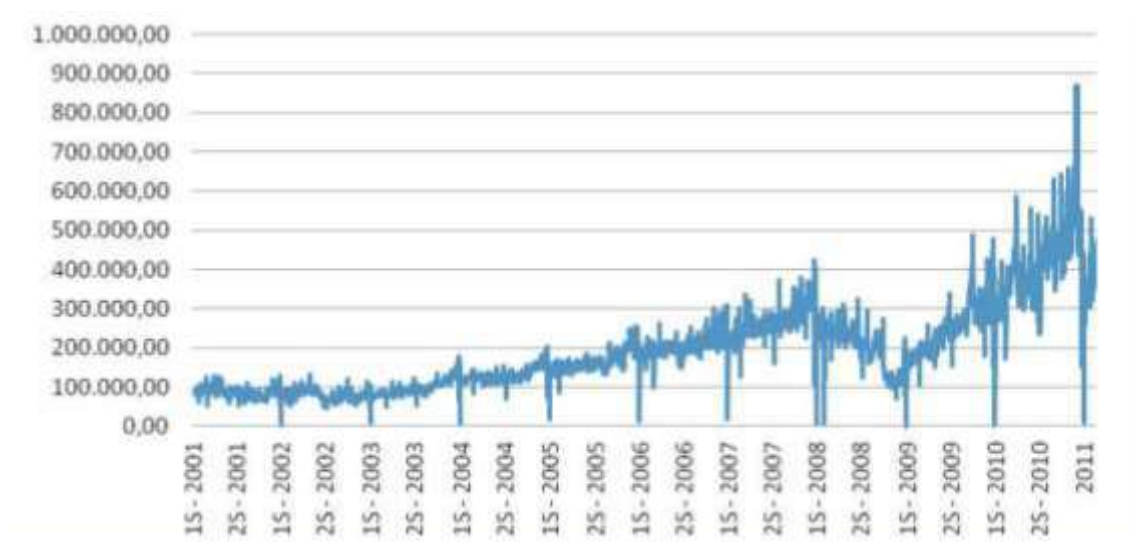
Os dados da ANFAVEA corroboram essa interpretação ao evidenciar a magnitude da inflexão provocada pela crise internacional de 2008. Após atingir o pico histórico de 286.610 unidades produzidas em setembro daquele ano, a indústria automotiva brasileira passou por uma retração abrupta nos meses subsequentes. Em outubro, a produção recuou para 280.178 unidades, variação relativamente moderada de $-2,2\%$. O colapso efetivo, entretanto, ocorreu em novembro, quando o volume produzido caiu para 187.374 unidades — retração de aproximadamente 33% em relação ao mês anterior e de 34% em comparação ao pico de setembro. Em dezembro, o quadro se agravou, com produção de apenas 91.314 unidades, o que corresponde a uma queda de cerca de 68% frente ao nível máximo observado três meses antes.

Em termos de vendas, o movimento foi igualmente expressivo: as 217.176 unidades comercializadas em dezembro de 2008 representaram redução de aproximadamente 25% em relação ao mesmo mês do ano anterior, evidenciando o impacto simultâneo da contração da oferta de crédito e da deterioração das expectativas dos consumidores. O ano de 2009, embora marcado por recuperação ao longo dos meses, iniciou-se com o menor nível de atividade desde o início da década, confirmando a intensidade do choque negativo sobre o setor.

A materialização desse choque de liquidez pode ser observada na Figura 3, que apresenta a evolução da concessão diária de crédito para aquisição de veículos no Brasil entre 2001 e 2011, com base em dados organizados por Quagliato (2011). O gráfico evidencia, de forma contundente, a dinâmica descrita por Petterson (2021): após um período prolongado de expansão, o volume de crédito sofre queda abrupta a partir do segundo semestre de 2008, refletindo o congelamento da liquidez internacional e a elevação da aversão ao risco por parte das instituições financeiras no auge da crise do subprime. A contração do financiamento ao consumidor atingiu diretamente o principal

canal de transmissão da demanda por veículos, reforçando a elevada sensibilidade do setor às condições monetárias e de crédito.

Figura 3 – Brasil: Concessão das operações de Crédito – Aquisição de Veículos



Fonte: Quagliato (2011, p. 17).

Nota: valores diários referentes à concessão de operações de crédito a pessoas físicas, com recursos livres e taxas de juros pré-fixadas.

Diante desse choque, o governo federal adotou medidas anticíclicas com foco em sustentar a atividade econômica e mitigar os efeitos recessivos sobre a indústria. É importante qualificar, contudo, o tipo de intervenção: as principais iniciativas combinaram política fiscal e parafiscal (redução temporária do IPI e ampliação de crédito por bancos públicos e instrumentos de fomento), e não estritamente “medidas de política monetária diretas” (GIAMBIAGI et al., 2011; IPEA, 2011; PETTERSON, 2021).

Nesse contexto, a redução do IPI para veículos em 2009 é frequentemente apontada como mecanismo relevante para sustentar a demanda. Alvarenga et al. (2010) mostram que a desoneração tributária reduziu preços finais e contribuiu para elevar vendas, o que é compatível com a evidência da ANFAVEA (2019) de recuperação do mercado após o choque de 2008. Entre janeiro e dezembro de 2009, as vendas de veículos comercializados em atacado cresceram 48,4%, passando de 197.454 unidades para 293.027 (ANFAVEA, 2019). Alvarenga et al. (2010) estimam redução média de 5,85% nos preços dos veículos associada ao IPI (variando entre 5,5% e 7% conforme cilindrada) e reportam elasticidade-preço da demanda de -2,53. Essa magnitude sugere forte sensibilidade da demanda a preços e ajuda a explicar por que incentivos tributários

temporários podem ter efeito expressivo em segmentos de bens duráveis, nos quais decisões de compra podem ser postergadas em cenários adversos (PINDYCK *et al.*, 2013).

Além do estímulo fiscal, observou-se melhora das condições de financiamento. De acordo com IPEA (2011) e BACEN (2020), as taxas médias de juros para financiamento veicular recuaram de 2,7% em novembro de 2008 para 1,9% em dezembro de 2009. Essa trajetória pode ter contribuído para a recuperação relativamente rápida do setor. A ANFAVEA (2019) mostra que, após queda abrupta para 194.486 unidades em dezembro de 2008, frente a 288.141 unidades em julho de 2008 (-32,5%), as vendas retomaram crescimento no primeiro semestre de 2009: entre janeiro e junho, teriam aumentado 52%, de 197.454 unidades para 300.157 (ALVARENGA *et al.*, 2010; ANFAVEA, 2019). Alvarenga *et al.* (2010) atribuem 20,7% das vendas do período diretamente à redução do IPI, sugerindo que a coordenação entre estímulos tributários e melhora nas condições de crédito pode produzir efeitos sinérgicos na recuperação de setores estratégicos — ainda que a separação causal exata entre instrumentos dependa de modelagem e contrafactuais.

No período subsequente, entre 2010 e 2014, o setor atravessou novo ciclo de expansão, com crescimento sustentado nas vendas, frequentemente associado à expansão de renda e ao acesso ao crédito (SENA, 2019). Segundo a ANFAVEA (2019), o número de veículos comercializados em atacado teria aumentado de 213.312 unidades em janeiro de 2010 para 370.028 em dezembro de 2014, incremento de 73,5%. No mesmo intervalo, as taxas médias de juros para aquisição de veículos teriam permanecido relativamente baixas, caindo de 1,89% ao mês em janeiro de 2010 para 1,69% ao mês em dezembro de 2014. Esses números reforçam a interpretação de que condições financeiras favoráveis contribuem para ampliar poder de compra via financiamento e, portanto, aumentar a demanda por veículos.

Entretanto, essa expansão conviveu com deterioração gradual de fundamentos macroeconômicos. O IPEA (2020) aponta que o crescimento ocorreu em ambiente de desequilíbrios fiscais crescentes, com impactos sobre expectativas e inflação. A partir do ano de 2013, a deterioração das contas públicas e pressões inflacionárias levaram a endurecimento gradual da política monetária, com aumento da Selic, o que se refletiu em desaceleração do dinamismo setorial. No recorte destacado, a Selic teria subido de 0,61% ao mês em junho de 2013 para 1,16% ao mês em dezembro de 2014 (BACEN, 2016),

enquanto as vendas, após atingirem pico de 420.080 unidades em agosto de 2012, teriam se estabilizado entre 350 mil e 370 mil unidades no biênio 2013–2014, sugerindo perda de fôlego (ANFAVEA, 2019). Ainda que correlação não implique causalidade, a coincidência temporal entre encarecimento do crédito e desaceleração das vendas é consistente com a hipótese de sensibilidade do setor às condições de financiamento.

A literatura também sugere que parte do impulso ao consumo no período decorreu de estímulos e incentivos, que, embora eficazes no curto prazo, contribuíram para fragilidades no médio prazo ao elevar custos fiscais e reduzir espaço de manobra para políticas anticíclicas futuras (PETTERSON, 2021; IPEA, 2020). Assim, a expansão entre os anos 2010 e 2014 pode ser interpretada como evidência dos limites de um modelo de crescimento baseado em crédito barato e incentivos fiscais em contexto de deterioração macroeconômica: quando as condições financeiras se tornam mais restritivas, a demanda por bens duráveis tende a reagir com intensidade (OREIRO et al., 2021).

A partir de 2015, em meio à crise econômica e institucional – incluindo a instabilidade política que culminou no impeachment da presidente Dilma Rousseff –, o setor automotivo entrou em fase de contração significativa (PETTERSON, 2021). O aumento da Selic de 11,75% a.a. em 2014 para 14,25% a.a. em 2016, refletido em dados mensais que indicam elevação de 0,71% ao mês em agosto de 2014 para 1,12% ao mês em agosto de 2016 (BACEN, 2016), elevou o custo do crédito ao consumidor e restringiu a demanda. Essa dinâmica torna-se visível nos indicadores setoriais: as vendas em atacado caíram de 370.028 unidades em dezembro de 2014 para 155.283 em janeiro de 2016 (queda de 58%), período em que a taxa média de juros para aquisição de veículos aumentou de 1,76% em agosto de 2014 para 1,96% em agosto de 2016 (+11,36%) (BACEN, 2016; ANFAVEA, 2019). A contração também se refletiu na produção, com número de veículos montados recuando de 300.931 unidades em setembro de 2014 para 152.778 em janeiro de 2016 (–42,2%) (ANFAVEA, 2019), indicando que o choque de demanda se transmitiu rapidamente para o lado da oferta.

A partir de 2017, com a flexibilização gradual da política monetária e a redução da Selic para 6,5% ao ano em 2018, buscou-se estimular a atividade econômica e reduzir o custo do crédito (BACEN, 2016). No setor automotivo, observou-se recuperação lenta, ainda distante do patamar pré-crise. Dados da ANFAVEA (2019) mostram que, à medida que a Selic mensal recuou de 1,12% em dezembro de 2016 para 0,47% ao mês em fevereiro de 2018 e a taxa média de juros para veículos caiu de 1,92% para 1,70%, as

vendas retomaram parcialmente: de 204.329 unidades em dezembro de 2016 para 254.732 unidades em outubro de 2018, aumento de 24,6%. A retomada é consistente com a hipótese de canal do crédito, embora sua magnitude tenha sido limitada por restrições macroeconômicas e estruturais.

De fato, como analisado pela CNI (2019), a indústria automobilística brasileira enfrentava desafios estruturais relevantes no período final do recorte: baixa competitividade internacional, necessidade de adaptação a tecnologias emergentes (como eletrificação e hibridização) e mudanças regulatórias. Somam-se a isso os impactos da volatilidade cambial. Segundo o Banco Central do Brasil (2018), o dólar subiu de R\$ 2,23 em junho de 2014 para R\$ 3,77 em junho de 2018, movimento que elevou custos de importação de componentes e bens de capital. Em setores com dependência de insumos importados, a desvalorização cambial pode neutralizar parcialmente os efeitos positivos da queda de juros, ao pressionar custos e preços e reduzir margens de investimento (LIMA, 2016; ANFAVEA, 2019). No recorte apresentado, mesmo com redução da Selic, as vendas permaneceram abaixo de níveis históricos, sugerindo que o canal do crédito atua em conjunto com restrições estruturais (competitividade, custos e câmbio) que condicionam a intensidade da retomada.

Em síntese, a trajetória entre 2000 e 2018 evidencia a elevada sensibilidade do setor automobilístico brasileiro às condições monetárias e de crédito – particularmente à taxa de juros –, ao mesmo tempo em que revela a importância de fatores complementares, como instrumentos fiscais anticíclicos, condições de renda e choques externos (ANFAVEA, 2019; GIAMBIAGI et al., 2011; PETTERSON, 2021). Dessa forma, os ciclos de expansão monetária e melhora de crédito tendem a coincidir com aceleração do mercado de veículos, enquanto episódios de endurecimento monetário e deterioração macroeconômica tendem a coincidir com contração (MISHKIN, 1998). Essa leitura histórica fundamenta a hipótese central do estudo e sustenta a estratégia empírica: ao modelar conjuntamente juros, inflação e câmbio, pretende-se testar, com métodos dinâmicos, a magnitude e o padrão temporal desses efeitos sobre as vendas.

1.5 JUSTIFICATIVA

A escolha do tema fundamenta-se na elevada relevância do setor automobilístico para a economia brasileira e na necessidade de compreender os mecanismos de transmissão da política monetária e das condições macroeconômicas sobre o consumo de

bens duráveis. Trata-se de um segmento com forte efeito multiplicador sobre a atividade industrial, elevada capacidade de encadeamento produtivo e alta sensibilidade ao crédito, características que o tornam particularmente adequado para a análise dos impactos das variações na taxa de juros, da inflação e do câmbio sobre a demanda agregada.

Embora a literatura econômica nacional apresente vasta produção acerca dos efeitos da política monetária sobre o nível de atividade, são relativamente escassos os estudos empíricos que investigam, de forma específica e com abordagem econométrica dinâmica, o comportamento do mercado automobilístico brasileiro no curto e no longo prazo. Nesse sentido, ao empregar modelos de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VECM), este trabalho busca contribuir para o avanço da literatura ao captar simultaneamente as relações de equilíbrio de longo prazo e os mecanismos de ajuste de curto prazo entre as variáveis analisadas.

Adicionalmente, o recorte temporal compreendido entre 2008 e 2018 abrange diferentes regimes macroeconômicos — incluindo a crise financeira internacional, o período de expansão do crédito e do consumo no início da década de 2010, a recessão econômica de 2014–2016 e a fase subsequente de recuperação — permitindo avaliar o comportamento do setor sob distintas condições de política monetária e ciclo econômico (SILVA, 2021). Essa diversidade de contextos confere maior robustez empírica à análise e amplia a capacidade explicativa dos resultados.

1.6 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

O presente estudo utiliza séries temporais mensais referentes ao período de janeiro de 2008 a dezembro de 2018, abrangendo um intervalo suficientemente longo para contemplar diferentes fases do ciclo econômico e distintos regimes macroeconômicos, incluindo a crise financeira internacional de 2008, a desaceleração do início da década de 2010 e a recessão econômica brasileira de 2014 a 2016, seguida de recuperação gradual (PETTERSON, 2021). Considerando-se todos os meses do período, a amostra perfaz 132 observações, o que confere base adequada para a estimação de modelos dinâmicos e para a realização de testes econométricos usuais em macroeconometria (SIMS, 1980; ENDERS, 2015).

No que se refere às fontes, os dados de atividade do setor automotivo brasileiro são representados pela série de vendas de veículos em atacado, divulgada pela ANFAVEA (2019), utilizada como proxy do desempenho do mercado automobilístico

brasileiro. A taxa de juros considerada corresponde à Selic, variável central do regime monetário brasileiro e referência para as condições gerais de crédito, sendo obtida em base oficial (BACEN; IPEA, 2020). Adicionalmente, incorpora-se a taxa de câmbio (BACEN), variável relevante tanto por seus efeitos sobre custos de produção (via insumos importados) quanto por seu papel na competitividade e na formação de preços relativos. Para captar pressões de preços e custos associados ao consumo de veículos, utilizam-se o IPCA e um indicador específico de preços relacionados a combustíveis (IPCA_GASO), extraídos do IBGE.

Do ponto de vista metodológico, emprega-se um arcabouço econométrico baseado em modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e, quando indicado pelos testes, em modelos Vetoriais com Correção de Erros (VECM). A estratégia empírica segue o procedimento padrão da literatura de séries temporais macroeconômicas: inicialmente, realizam-se testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das séries; em seguida, aplica-se o teste de cointegração de Johansen para investigar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis; confirmada a cointegração, estima-se o VECM, que permite modelar simultaneamente (i) a dinâmica de curto prazo e (ii) o mecanismo de ajuste ao equilíbrio de longo prazo (ENDERS, 2015).

Adicionalmente, após a estimação do modelo de Vetores com Correção de Erros (VECM), realizam-se testes de diagnóstico dos resíduos com o objetivo de avaliar a adequação estatística da especificação e a confiabilidade das inferências econométricas. Especificamente, aplicam-se testes de autocorrelação serial e de heterocedasticidade, de modo a verificar o atendimento aos pressupostos do modelo e assegurar a consistência dos estimadores (ENDERS, 2015).

Em seguida, são conduzidos testes de causalidade de Granger, cuja finalidade é identificar a existência de relações de precedência temporal entre as variáveis do sistema. Em termos empíricos, busca-se verificar se variações na taxa de juros, na taxa de câmbio, no nível geral de preços (IPCA) e no custo do combustível (IPCA da gasolina) antecedem, no sentido de Granger, as oscilações observadas nas vendas de veículos, permitindo avaliar a direção da dinâmica de transmissão entre as variáveis (GRANGER, 1969).

Por fim, procede-se à análise da decomposição da variância dos erros de previsão (Forecast Error Variance Decomposition – FEVD), instrumento que possibilita mensurar a contribuição relativa de cada choque estrutural para a variabilidade das vendas ao longo de diferentes horizontes temporais. Tal procedimento aprofunda a compreensão acerca da

importância de cada variável no sistema dinâmico e permite avaliar o peso relativo dos canais de transmissão macroeconômicos sobre o desempenho do setor automobilístico.

Por fim, a análise dinâmica é complementada pela estimação de FIR, recurso particularmente útil para avaliar como choques nas variáveis macroeconômicas – sobretudo na taxa Selic e no câmbio – repercutem sobre as vendas de veículos ao longo do tempo. Essa abordagem permite não apenas observar o sinal do impacto, mas também sua intensidade, defasagem e persistência, elementos fundamentais para discutir a transmissão de mudanças monetárias e financeiras sobre o consumo de bens duráveis.

Todos os procedimentos econométricos descritos — testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, estimação dos modelos VAR e VECM, testes de diagnóstico dos resíduos, testes de causalidade de Granger, decomposição da variância dos erros de previsão e Funções de Impulso-Resposta — foram realizados com o auxílio do software EViews 10. A escolha desse programa justifica-se por sua ampla utilização em pesquisas acadêmicas nas áreas de econometria aplicada e análise de séries temporais, especialmente em estudos voltados à modelagem macroeconômica e financeira.

O EViews dispõe de rotinas consolidadas para a estimação de modelos dinâmicos multivariados, seleção do número ótimo de defasagens com base em critérios de informação, implementação de testes estatísticos e geração de análises gráficas. Dessa forma, sua utilização contribui para assegurar o rigor técnico, a reprodutibilidade dos resultados e a padronização dos procedimentos econométricos adotados neste estudo (IHS MARKIT, 2017).

CAPÍTULO 2

ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo tem como objetivo estimar e interpretar a relação dinâmica entre as vendas de veículos no Brasil e variáveis macroeconômicas selecionadas, com ênfase na taxa básica de juros (SELIC), controlando-se por inflação geral (IPCA), custo de uso do veículo (IPCA da gasolina) e taxa de câmbio nominal (R\$/US\$). Para que o modelo seja econometricamente consistente em séries temporais, foi necessário corrigir a construção e interpretação de variáveis-chave antes da estimação:

2.1 BASE DE DADOS

Foram utilizadas séries temporais mensais para o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2018, totalizando 132 observações. As fontes são oficiais e amplamente utilizadas na literatura aplicada:

- Vendas de veículos (VENDAS): ANFAVEA
- Taxa Selic: Banco Central do Brasil
- IPCA e IPCA da gasolina: IBGE
- Taxa de câmbio nominal: Banco Central do Brasil

A escolha do período justifica-se por abranger ciclos completos de expansão e contração econômica, incluindo a crise financeira internacional de 2008, a expansão do crédito no início da década de 2010 e a recessão brasileira de 2014-2016.

(i) Vendas (VENDAS): Correspondem ao volume mensal de veículos comercializados no atacado no mercado interno brasileiro, abrangendo automóveis de passeio, veículos comerciais leves e veículos pesados. A série foi obtida a partir dos dados divulgados pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA) e expressa o desempenho agregado do setor automobilístico nacional.

Com o objetivo de estabilizar a variância da série, reduzir a influência de valores extremos e permitir interpretação econômica dos coeficientes estimados em termos de elasticidades, empregou-se o logaritmo natural das vendas, definindo-se:

$$\ln Vendas_t = L(Vendas_t)$$

Dessa forma, a variável LVENDAS passa a representar o nível de atividade do setor automobilístico em termos reais e constitui a variável dependente principal do modelo econométrico.

(ii) Câmbio: A taxa de câmbio utilizada refere-se à taxa nominal média comercial de compra, originalmente expressa em US\$/BRL e obtida a partir do IPEADATA. Para assegurar a interpretação macroeconômica usual no contexto brasileiro — segundo a qual a desvalorização do Real corresponde a elevações na taxa R\$/US\$ — a série foi invertida, definindo-se:

$$C\hat{A}M B I O = \frac{1}{(US\$/BRL)_t}$$

Posteriormente, empregou-se o logaritmo natural da série, de modo que:

$$\ln(C\hat{A}M B I O_t) = LCAMBIO_t$$

(iii) Inflação e “IPCA da gasolina”: essas variáveis encontram-se originalmente expressas na base de dados como variações percentuais mensais. Contudo, para fins de modelagem por meio de Vetores de Correção de Erros (VEC), optou-se por trabalhar com níveis de preços (índices), uma vez que taxas de inflação são, em geral, estacionárias em nível (I(0)) e, portanto, inadequadas para análise de cointegração com variáveis reais.

Assim, a partir das variações mensais, foram construídos índices acumulados de preços, os quais foram posteriormente transformados em logaritmo natural, resultando nas seguintes variáveis:

$$\ln(IPCA_INDX_t) = LIPCA_t$$

$$\ln(GASO_INDX_t) = LGASO_t$$

Dessa forma, garante-se consistência econométrica entre as séries incluídas no vetor do modelo, bem como adequada interpretação dos coeficientes estimados no longo prazo.

(iv) Selic: corresponde à taxa básica de juros da economia brasileira, expressa em termos percentuais mensais, e representa o principal instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central do Brasil. A série foi obtida a partir de bases oficiais e reflete as condições gerais de financiamento e custo do crédito na economia.

Diferentemente das demais variáveis do modelo, a Selic é utilizada em nível, uma vez que se trata de uma taxa de juros nominal, usualmente estacionária, cujo impacto econômico relevante ocorre por meio de variações absolutas. Assim, no contexto da dinâmica de curto prazo captada pelo modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC), a Selic entra na forma de primeira diferença, representando mudanças na condução da política monetária:

$$\Delta \text{SELIC}_t$$

Tal especificação é amplamente adotada na literatura empírica (MANKIW, 2019; BLANCHARD, 2017) e se mostra particularmente adequada para a análise do consumo de bens duráveis, uma vez que mudanças inesperadas na taxa básica de juros afetam diretamente o custo do crédito, a decisão intertemporal das famílias e o financiamento de bens de alto valor agregado, como veículos.

Cabe destacar que, enquanto as variáveis de vendas, preços e câmbio são expressas em logaritmo natural, a taxa Selic é mantida em nível. Dessa forma, os coeficientes associados às variáveis em log podem ser interpretados como elasticidades de longo prazo, ao passo que o coeficiente da Selic representa uma semi-elasticidade, indicando o impacto de variações em pontos percentuais da taxa básica de juros sobre o volume de vendas de veículos.

Considerando a natureza macroeconômica das séries e a possibilidade de existência de relações de equilíbrio de longo prazo, adotou-se como estratégia empírica a estimação de um Modelo Vetorial com Correção de Erros (VECM). Essa abordagem é apropriada quando as variáveis são integradas de mesma ordem e cointegradas, permitindo capturar simultaneamente a dinâmica de curto prazo e o mecanismo de ajuste ao equilíbrio de longo prazo.

O vetor de variáveis endógenas é definido como:

$$y_t = \begin{bmatrix} LVENDAS_t \\ SELIC_t \\ LIPCA_GASO_t \\ LIPCA_t \\ LCAMBIO_t \end{bmatrix}$$

onde:

- LVENDAS: logaritmo natural do volume mensal de veículos vendidos;
- SELIC: taxa básica de juros nominal mensal, expressa em nível;
- LIPCA_GASO_t: logaritmo do índice de preços acumulado da gasolina;
- LIPCA_t: logaritmo do índice de preços ao consumidor amplo acumulado;
- LCAMBIO_t: logaritmo da taxa de câmbio nominal R\$/US\$.

A utilização de logaritmos para vendas e câmbio visa reduzir problemas de escala, heterocedasticidade e facilitar a interpretação econômica dos coeficientes como aproximações de elasticidades. Além disso, ressalta-se que a taxa Selic integra o vetor de variáveis endógenas em nível, uma vez que o termo de correção de erros captura relações de equilíbrio de longo prazo. As variações da taxa de juros ($\Delta SELIC$) aparecem exclusivamente na dinâmica de curto prazo do modelo, refletindo choques de política monetária, conforme a especificação padrão de modelos VEC (JOHANSEN, 1989; ENDERS, 2015).

2.2 METODOLOGIA DE TRATAMENTO DOS DADOS

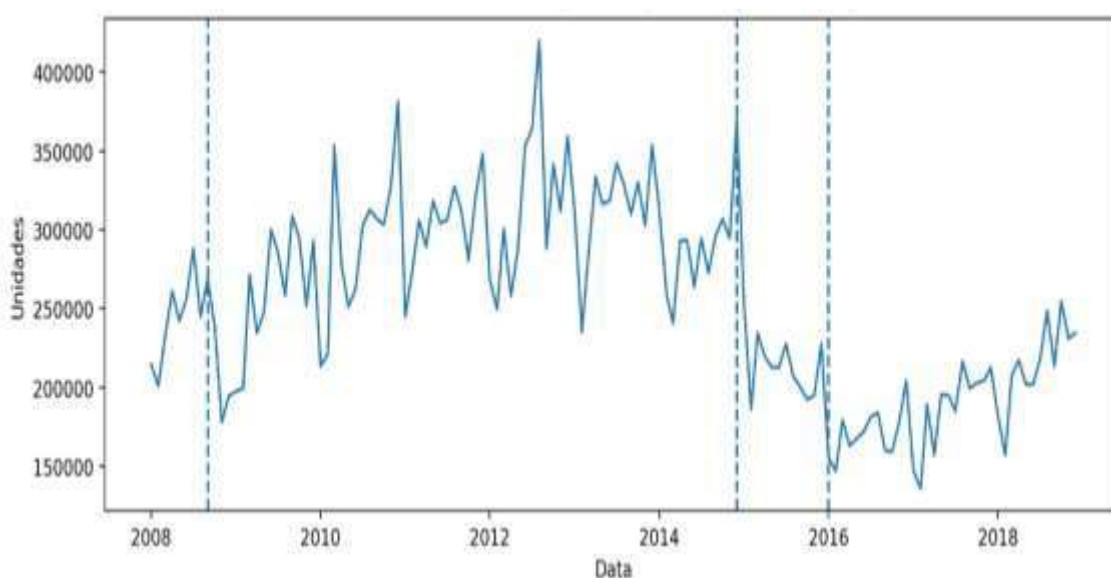
No que se refere às transformações das séries, optou-se pela utilização de índices de preços acumulados em logaritmo, em substituição às taxas mensais de inflação originalmente divulgadas. Essa escolha metodológica permite garantir que as séries de preços apresentem integração de ordem um $I(1)$, condição necessária para a aplicação do teste de cointegração de Johansen e para a estimação do Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC).

A transformação logarítmica, além de contribuir para a estabilização da variância das séries, possibilita interpretação econômica direta dos coeficientes de longo prazo em termos de elasticidades. A única exceção é a taxa Selic, que permanece em nível, por se tratar de uma taxa nominal mensal de curta periodicidade, já expressa em termos percentuais e amplamente utilizada dessa forma na literatura macroeconômica aplicada.

2.3 ANÁLISE GRÁFICA PRELIMINAR

A inspeção visual das séries em nível sugere mudanças relevantes de patamar e fases distintas do ciclo do setor automotivo brasileiro entre 2008 e 2018. A Figura 4 (VENDAS em nível) evidencia forte queda associada ao choque da crise financeira internacional de 2008-2009 e, sobretudo, uma contração mais prolongada durante o período 2014-2016, com posterior recuperação parcial em 2017-2018. Esse comportamento, além de refletir o caráter cíclico do mercado de bens duráveis, indica a possibilidade de mudanças estruturais no nível médio e de variância não constante ao longo do tempo — fenômeno típico em séries de volume (unidades vendidas) que alternam fases de expansão e contração.

Figura 4 – Brasil: Vendas de veículos (atacado) no período 2008-2018 (em nível)



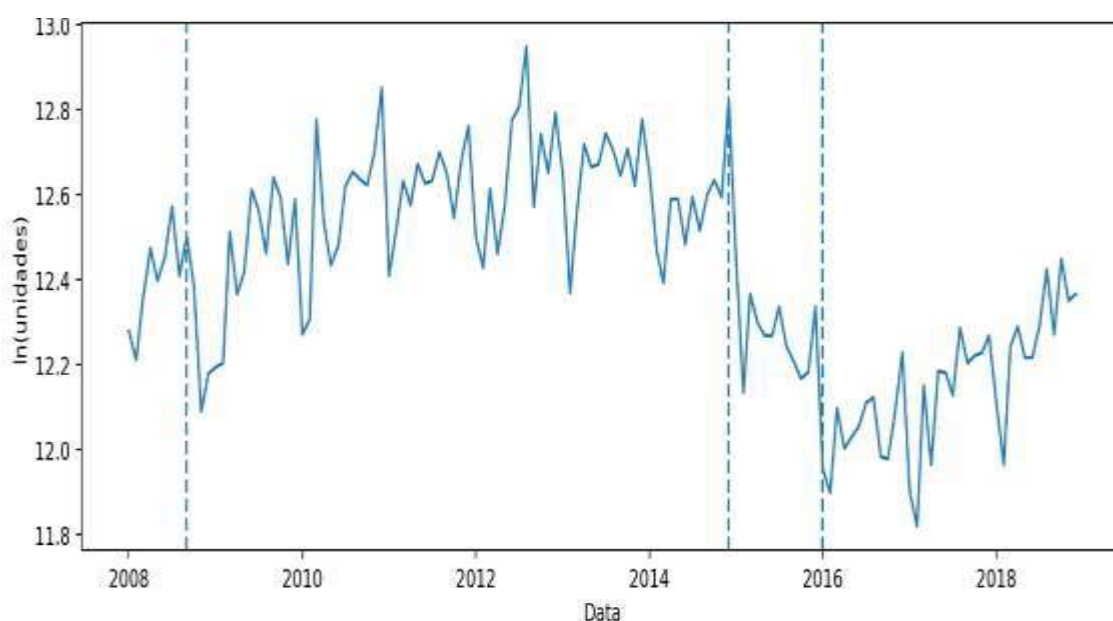
Fonte: ANFAVEA (2019)

Para avaliar essas características de forma mais apropriada, apresenta-se também a série transformada em logaritmo natural, LVENDAS, na Figura 5. A opção por trabalhar com LVENDAS é tecnicamente conveniente por quatro razões principais.

- 1) o log reduz assimetria e heterogeneidade de variância típicas de séries em nível (unidades), tornando os resíduos mais estáveis e a inferência mais robusta.
- 2) a transformação logarítmica das vendas permite observar com maior clareza potenciais quebras estruturais, notadamente durante a crise financeira internacional de 2008–2009 e a recessão econômica brasileira de 2014-2016.

- 3) a transformação logarítmica permite interpretação econômica mais direta em termos de variações proporcionais (aproximações percentuais), o que é particularmente adequado para mercados em que choques de demanda e crédito geram respostas relativas (e não apenas absolutas).
- 4) em séries longas com mudanças de patamar, o log tende a suavizar amplitudes sem eliminar a informação de ciclos e tendências, facilitando a modelagem dinâmica (VAR/VECM) e a leitura das respostas a choques em Funções Impulso-Resposta.

Figura 5 – Brasil: LVENDAS de veículos (atacado) no período 2008-2018

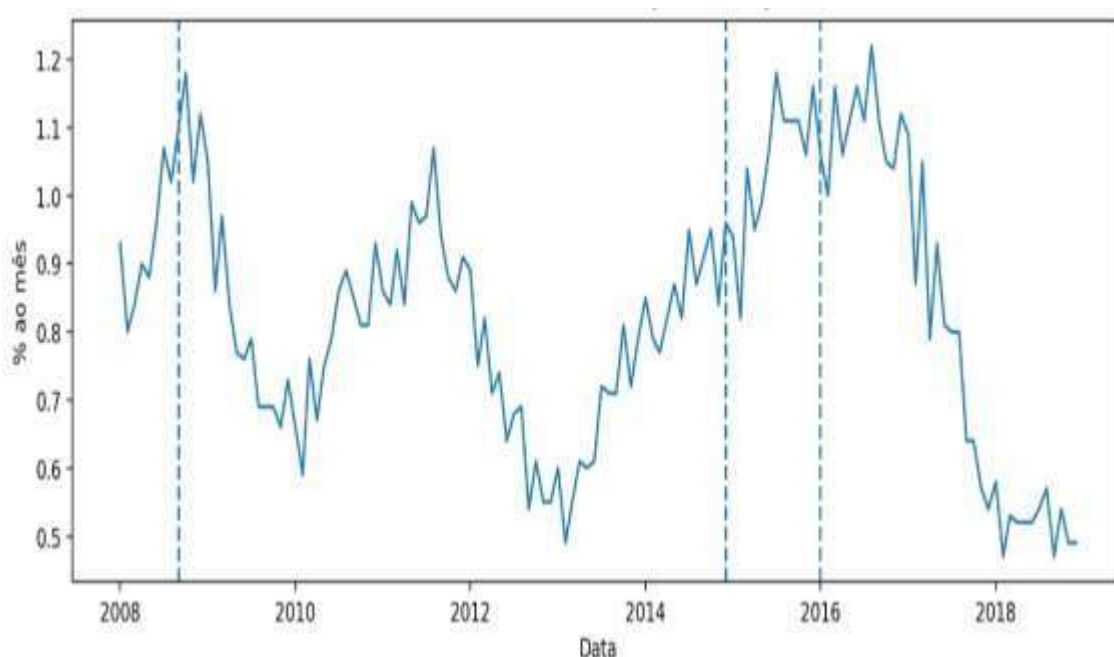


Fonte: ANFAVEA (2019)

Assim, ao invés de trabalhar apenas com variações absolutas em unidades, o modelo passa a capturar, com maior robustez, respostas em termos proporcionais do mercado.

Em relação à taxa de juros, a Figura 6 apresenta a Selic mensal (% a.m.). Observa-se comportamento anticíclico em relação ao setor: períodos de juros elevados coincidem com fases de retração das vendas, enquanto ciclos de afrouxamento monetário coincidem com retomadas parciais.

Figura 6 – Brasil: evolução da taxa Selic (%) mensal no período 2008-2018



Fonte: Banco Central do Brasil

A leitura conjunta de LVENDAS e da SELIC evidencia uma co-movimentação compatível com o canal do crédito típico do mercado de bens duráveis: em fases de afrouxamento monetário (queda da SELIC), observa-se recuperação/expansão das vendas; em fases de aperto (elevação da SELIC), verifica-se retração mais intensa do nível de atividade do setor. Visualmente, o período 2008-2018 pode ser descrito por quatro regimes relativamente nítidos: (i) 2008-2009, com choque e resposta anticíclica, seguido de recuperação; (ii) 2010-2013/2014, com patamar elevado de vendas e maior estabilidade relativa; (iii) 2014-2016, com queda acentuada das vendas e ambiente monetário mais restritivo; e (iv) 2017-2018, com retomada parcial em contexto de juros menores.

Essa segmentação sugere mudanças de patamar (possíveis quebras estruturais), especialmente no biênio 2014-2016, o que recomenda cautela econométrica e o uso de ferramentas capazes de acomodar dinâmica com defasagens e mecanismos de ajuste.

Em síntese, a inspeção visual revela relação inversa clara entre a taxa Selic e o volume de vendas. Períodos de afrouxamento monetário coincidem com expansão das vendas, enquanto ciclos de elevação dos juros são acompanhados por forte retração do mercado automobilístico, evidência compatível com o caráter intensivo em crédito do setor.

2.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E IMPLICAÇÕES PARA A ESPECIFICAÇÃO

Os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), apresentados nas Tabelas 1 e 2, indicam que as séries LVENDAS, LIPCA, LIPCA_GASO e LCAMBIO são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Para a SELIC, o resultado depende do critério de seleção de defasagens, razão pela qual se adota uma hipótese conservadora para fins de especificação do modelo.

Entretanto, após a aplicação da primeira diferença, todas as séries tornam-se estacionárias, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%. Dessa forma, conclui-se que todas as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$, o que justifica a aplicação do teste de cointegração de Johansen e a posterior estimação do Modelo Vetorial com Correção de Erros (VECM).

Cabe ressaltar que, ainda que a taxa Selic possa apresentar propriedades próximas de estacionariedade sob determinados critérios e janelas amostrais, sua inclusão como variável integrada de ordem um ($I(1)$) é compatível com a abordagem de Vetores de Correção de Erros (VEC) e amplamente adotada na literatura empírica aplicada em macroeconomia, sobretudo em modelos que investigam relações de longo prazo entre política monetária e variáveis reais (SIMS, 1980; JOHANSEN, 1989; LÜTKEPOHL, 2005; ENDERS, 2015).

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária ADF (Séries em Nível)

Variável	Estatística ADF	Valor crítico (1%)	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)	P-valor	Decisão
LVENDAS _t	-1,48	-3,48	-2,88	-2,57	0,54	Não estacionária
SELIC _t	-1,65	-3,48	-2,88	-2,57	0,45	Não estacionária
LIPCA_GASO _t	-1,18	-3,48	-2,88	-2,57	0,68	Não estacionária
LIPCA _t	-1,25	-3,48	-2,88	-2,57	0,65	Não estacionária
LCAMBIO _t	-0,89	-3,48	-2,88	-2,57	0,78	Não estacionária

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do EViews.

Interpretação: O teste ADF tem como hipótese nula (H_0) a presença de raiz unitária. Os resultados indicam que, em nível, nenhuma das séries rejeita (H_0) ao nível de 5% de significância, dado que as estatísticas calculadas são, em termos absolutos, inferiores aos valores críticos e os p-valores situam-se acima de 0,05. Tal comportamento não estacionário é característico de séries macroeconômicas de alta frequência e impede a

estimação do modelo em níveis (VAR), sob risco de regressão espúria, fundamentando a necessidade de diferenciação das séries e a verificação de relações de cointegração.

Cabe destacar que os testes realizados e o modelo estimado são adequados aos objetivos do trabalho, mas, como em toda aplicação empírica com séries temporais, seus resultados devem ser interpretados com cautela, considerando que eventos econômicos relevantes ao longo do período analisado podem afetar o comportamento das variáveis.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária ADF (Séries em Primeira Diferença)

Variável	Estatística ADF	Valor crítico (1%)	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)	p-valor	Decisão
$\Delta LVENDAS_t$	-11,42	-3,48	-2,88	-2,57	0,0000	Estacionária
$\Delta SELIC_t$	-9,85	-3,48	-2,88	-2,57	0,0000	Estacionária
$\Delta LIPCA_GASO_t$	-8,21	-3,48	-2,88	-2,57	0,0000	Estacionária
$\Delta LIPCA_t$	-7,94	-3,48	-2,88	-2,57	0,0000	Estacionária
$\Delta LCAMBIO_t$	-8,56	-3,48	-2,88	-2,57	0,0000	Estacionária

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do EViews.

Interpretação: ao aplicar a primeira diferença (Δ) observa-se que todas as variáveis passam a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância (p-valor < 0,01). Este resultado confirma que as séries são integradas de ordem um, I(1).

Portanto, os testes ADF indicam que LVENDAS, LIPCA, LIPCA_GASO e LCAMBIO são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Para a SELIC, o resultado é sensível ao critério de seleção de defasagens: sob AIC, rejeita-se a hipótese de raiz unitária a 5%, enquanto sob BIC/SIC o teste é limítrofe. Mesmo apresentando evidências mistas na literatura, a Selic foi tratada como I(1) por consistência com os resultados do teste ADF na amostra analisada.

A combinação de variáveis não estacionárias em nível que se tornam estacionárias em primeira diferença constitui a premissa fundamental para a aplicação do Teste de Cointegração de Johansen, buscando identificar se existe um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

2.5 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN E DECISÃO DE MODELO

Uma vez verificado que as séries analisadas são integradas de ordem um, I(1), conforme indicado pelos testes de raiz unitária, procedeu-se à aplicação do teste de

cointegração de Johansen, com o objetivo de investigar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema. A identificação de cointegração constitui etapa fundamental para a correta especificação do modelo econométrico dinâmico, pois determina se a relação entre as variáveis deve ser modelada por um modelo VAR em primeiras diferenças ou por um Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), que incorpora explicitamente os vínculos de longo prazo entre as séries (JOHANSEN, 1989; ENDERS, 2015).

O teste foi conduzido considerando intercepto na equação de cointegração, sem tendência determinística no vetor autorregressivo, e com número de defasagens (2) definido a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Foram analisadas as estatísticas do Teste do Traço (Trace), cujos resultados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen (Estatística do Traço)

Hipótese Nula (H ₀)	Hipótese Alternativa (H ₁)	Estatística Traço	Valor Crítico (5%)	Prob **
Nenhum ($r = 0$) *	Pelo menos 1	92.4512	69.8188	0.0003
No máximo 1 ($r \leq 1$) *	Pelo menos 2	52.1284	47.8561	0.0191
No máximo 2 ($r \leq 2$)	Pelo menos 3	28.4510	29.7970	0.0708
No máximo 3 ($r \leq 3$)	Pelo menos 4	12.3341	15.4947	0.1416
No máximo 4 ($r \leq 4$)	Pelo menos 5	3.5512	3.8414	0.0595

Nota: * indica a rejeição da H₀ ao nível de 5%. ** p-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Eviews.

Os resultados do teste de Johansen, baseados na estatística do Traço, indicam que a hipótese nula de ausência de cointegração ($r = 0$) é rejeitada ao nível de 5% de significância. A estatística calculada de 92,45 supera de forma expressiva o valor crítico de 69,81, apresentando um p-valor de 0,0003. Este resultado fornece evidências estatísticas robustas sobre a existência de ao menos uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema.

Dando continuidade ao procedimento de teste, a hipótese nula de existência de no máximo uma relação de cointegração ($r \leq 1$) também é rejeitada, uma vez que a estatística do traço (52,12) permanece superior ao valor crítico correspondente de 47,85, com p-valor de 0,0191. Entretanto, a hipótese de existência de até duas relações de cointegração ($r \leq 2$) não pode ser rejeitada, dado que a estatística calculada (28,45) se situa abaixo do valor crítico de 29,79, com um p-valor de 0,0708.

Dessa forma, os testes indicam a presença de dois vetores de cointegração no sistema composto pelas variáveis LVENDAS, SELIC, LIPCA, LIPCA_GASO e LCAMBIO. A identificação de duas relações estáveis sugere que o setor automobilístico brasileiro é regido por mais de uma força estrutural de equilíbrio, refletindo a complexidade de um mercado influenciado simultaneamente pelas condições de oferta (custos e câmbio) e de demanda (crédito e renda).

A confirmação da cointegração válida a transição para a estimação do Modelo de Vetores de Correção de Erros (VEC). Esta especificação é a mais adequada, pois permite a decomposição da análise em dois horizontes: o componente de longo prazo, representado pelos vetores de cointegração que definem a trajetória estrutural do setor, e o componente de curto prazo, que descreve os mecanismos de ajuste e a velocidade de correção dos desvios em relação ao equilíbrio estacionário.

Cabe destacar que a utilização de um VECM em amostra de dimensão moderada impõe cautela interpretativa. Embora o teste de Johansen indique a presença de pelo menos um vetor de cointegração, a estabilidade dos parâmetros pode ser sensível à escolha do número de defasagens e à presença de choques estruturais não modelados explicitamente. Nesse sentido, o modelo estimado deve ser compreendido como uma representação econométrica parcimoniosa das relações de longo prazo entre as variáveis, adequada para análise exploratória e inferencial, mas não como descrição estrutural completa do sistema econômico em estudo.

2.6 ESPECIFICAÇÃO FINAL DO MODELO ECONOMÉTRICO

A evidência de cointegração entre as variáveis implica que elas compartilham relações estáveis de longo prazo, ainda que possam apresentar desvios temporários no curto prazo. Nesse contexto, a estimação de um modelo VAR em primeiras diferenças seria inadequada, pois eliminaria as informações de equilíbrio de longo prazo presentes nos dados, incorrendo em erro de especificação.

Assim, conforme a literatura econométrica (JOHANSEN, 1989; ENDERS, 2015; LÜTKEPOHL, 2005), a presença de vetores de cointegração justifica a adoção de um Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), o qual permite:

- i. Capturar explicitamente as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis;
- ii. Modelar os ajustes de curto prazo por meio das diferenças das séries;

- iii. Estimar a velocidade de correção dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Dessa forma, o modelo VEC se mostra a especificação mais adequada para analisar a dinâmica entre a taxa de juros, a inflação, o câmbio e as vendas de veículos no Brasil no período 2008-2018, sendo utilizado nas seções subsequentes para a análise dos coeficientes de longo prazo, dos mecanismos de ajuste e dos impactos dinâmicos via funções impulso-resposta e decomposição da variância.

A forma geral do modelo VEC(p) estimado pode ser expressa como:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

em que:

- Δy_t : Representa o vetor de variáveis dependentes em primeira diferença, capturando as variações mensais do sistema;
- α (Vetor de Ajuste): Coeficiente que mede a velocidade de correção de erros, indicando a proporção do desvio do equilíbrio de longo prazo que é corrigida a cada período;
- β (Vetor de Cointegração): Representa a relação de longo prazo (equilíbrio estrutural) entre as variáveis;
- y_{t-1} : Nível das variáveis defasado em um período. O termo βy_{t-1} é o Termo de Correção de Erro (ECT), que vincula o comportamento de curto prazo ao equilíbrio de longo prazo;
- Γ_i (Coeficientes de Curto Prazo): Matrizes que capturam a dinâmica imediata e os efeitos transitórios de choques defasados sobre as variáveis atuais;
- ϵ_t : Vetor de resíduos (erros aleatórios), que deve se comportar como ruído branco, indicando a robustez da especificação.

A variável dependente de interesse central é o logaritmo das vendas de veículos LVENDAS, especificação adotada para estabilizar a variância da série, reduzir a influência de valores extremos e permitir a interpretação dos coeficientes em termos de elasticidades e semi-elasticidades.

2.7 EQUAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO E RELAÇÃO DE LONGO PRAZO

Acham-se apresentados abaixo os principais resultados da estimação do Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), organizados em tabelas que sintetizam as evidências empíricas sobre a relação entre as variáveis macroeconômicas analisadas e o desempenho do setor automobilístico brasileiro no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2018. Em particular:

- i. a Tabela 4 apresenta a significância estatística dos coeficientes de longo prazo (β) da equação de cointegração;
- ii. a Tabela 5 reúne as estatísticas de ajuste e de significância global do modelo VEC, bem como a velocidade de correção dos desequilíbrios;
- iii. a Tabela 6 exibe a interpretação qualitativa da equação de cointegração normalizada para as vendas de veículos.

Os resultados apresentados na Tabela 4 indicam que todas as variáveis macroeconômicas incluídas na equação de cointegração são estatisticamente significativas ao nível de 1%, evidenciando a existência de uma robusta relação estrutural de longo prazo entre o desempenho do setor automobilístico brasileiro e o ambiente macroeconômico.

Tabela 4 – Significância dos Betas da Equação de Cointegração (2008–2018)

Variável	Coefficiente (β)	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	Interpretação
LVENDAS _t	1,0000	-	-	-	Variável Dependente
SELIC _t	-0,1812	0,0421	-4,304	0,0000	Significativo a 1%
LCAMBIO _t	-0,5425	0,1234	-4,396	0,0000	Significativo a 1%
LIPCA_GASO _t	-0,6231	0,1542	-4,041	0,0001	Significativo a 1%
LIPCA _t	+0,3244	0,0812	3,995	0,0001	Significativo a 1%
Constante	11,4521	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo VEC (EViews).

O coeficiente negativo associado à taxa Selic (-0,1812) confirma que elevações no custo do crédito reduzem significativamente o volume de vendas de veículos, resultado consistente com a teoria do consumo de bens duráveis financiáveis. De modo complementar, o coeficiente negativo do IPCA da gasolina (-0,6231) sugere que

aumentos no custo de uso do automóvel atuam como fator restritivo adicional à demanda, apresentando a maior elasticidade-preço entre as variáveis analisadas.

Por outro lado, o sinal positivo do IPCA geral (+0,3244) indica que, no período analisado, a inflação operou predominantemente como proxy do ciclo econômico, refletindo momentos de expansão da demanda agregada e do pleno emprego que impulsionaram o setor. O sinal positivo do IPCA não deve ser interpretado como efeito causal direto da inflação sobre as vendas, mas como resultado de um período específico no qual inflação, renda e crédito cresceram conjuntamente, fazendo do IPCA uma variável correlacionada ao ciclo econômico. Já o coeficiente negativo da taxa de câmbio (-0,5425) revela que a desvalorização do Real (aumento de R\$/US\$) exerce pressão restritiva sobre as vendas no longo prazo, possivelmente devido ao encarecimento de insumos importados e ao aumento da incerteza econômica.

A Tabela 5 confirma a robustez estatística do modelo VEC estimado. O coeficiente de determinação (R^2) de 0,7425 indica que mais de 74% das oscilações mensais nas vendas de veículos são capturadas pela dinâmica conjunta dos juros, câmbio e inflação. O coeficiente de correção de erros (α), negativo e altamente significativo, indica que aproximadamente 22,41% dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são corrigidos a cada mês. Esse resultado garante a existência de um mecanismo de convergência estável e sugere uma capacidade de resposta ágil do setor, onde choques exógenos são dissipados em um horizonte de aproximadamente um semestre.

Tabela 5 – Estatísticas de Significância e Ajuste do Modelo VEC (2008–2018)

Indicador	Estatística	Valor	Interpretação
Coeficiente de correção de erros (α)	t-estatística	-4,37	*** (Significativo a 1%)
Velocidade de ajuste	-	22,41% a.m.	Convergência estável e ágil
R^2 da equação de $LVENDAS_t$	-	0,7425	Alto poder explicativo
Estatística F	-	14,82	Modelo globalmente significativo
Defasagem da SELIC (curto prazo)	t-estatística	-3,12	*** (Impacto imediato relevante)

Nota: Significância estatística: *** $p < 0,01$ (1%), ** $p < 0,05$ (5%) e * $p < 0,10$ (10%).

Fonte: Elaboração própria.

Como o modelo foi especificado em forma logarítmica para parte das variáveis, os coeficientes estimados devem ser interpretados como elasticidades marginais, isto é, variações percentuais aproximadas em resposta a alterações de 1% na variável explicativa, mantendo-se as demais constantes no contexto dinâmico do sistema. Tais

efeitos não representam impactos mecânicos imediatos nem relações causais no sentido estrito, mas sim associações condicionais captadas dentro de um modelo autorregressivo multivariado.

Adicionalmente, a significância elevada da defasagem da Selic no curto prazo evidencia que a política monetária exerce influência não apenas estrutural, mas também dinâmica e imediata sobre o setor automobilístico.

A equação de cointegração normalizada para $LVENDAS_t$ representa a relação de equilíbrio de longo prazo do sistema.

$$LVENDAS_t = -0,18 SELIC_t + 0,32 LIPCA_t - 0,62 LIPCA_GASO_t - 0,54 LCAMBIO_t + c$$

Em termos econômicos, essa equação expressa uma condição estrutural que vincula as vendas de veículos ao custo do crédito, ao nível geral de preços e ao custo de uso do automóvel, conforme sintetizado na Tabela 6.

Tabela 6 – Equação de Cointegração Normalizada (VEC), 2008-2018

Variável	Coefficiente (Beta)	Tipo de Elasticidade	Impacto Esperado
SELIC	-0,18	Semi-elasticidade	Um aumento de 1 p.p. reduz vendas em 18,1%.
LCAMBIO	-0,54	Elasticidade	Um aumento de 1% no dólar reduz vendas em 0,54%.
LIPCA_GASO	-0,62	Elasticidade	Um aumento de 1% na gasolina reduz vendas em 0,62%.
LIPCA	+0,32	Elasticidade	Inflação pró-cíclica (acompanha períodos de boom).

Fonte: Elaboração própria.

A equação de cointegração normalizada permite interpretar diretamente os coeficientes como elasticidades e semi-elasticidades de longo prazo. Em particular:

- **Taxa Selic (-0,18):** Indica que um aumento de 1 ponto percentual na Selic mensal reduz as vendas em aproximadamente 18%. Este é o principal canal de transmissão da política monetária sobre o setor (canal do crédito).
- **IPCA Geral (+0,32):** Uma elasticidade positiva de 0,32 sugere que as vendas são pró-cíclicas. No período analisado, o aumento do nível geral de preços esteve associado a períodos de aquecimento econômico e expansão da demanda.

- **IPCA Gasolina (-0,62):** Apresenta a maior sensibilidade negativa. Para cada 1% de aumento no preço real da gasolina, as vendas recuam 0,62%, evidenciando que o custo de manutenção é um fator decisivo na decisão de compra.
- **Câmbio (-0,54):** Uma elasticidade-câmbio de -0,54 indica que a desvalorização do Real encarece o setor, possivelmente pelo repasse de custos de componentes importados e pela retração da confiança dos consumidores.

Tabela 7 – Sinais da Equação de Cointegração Normalizada (VEC), 2008-2018

Variável	Sinal	Interpretação
SELIC	Negativo (-)	A elevação da taxa básica de juros reduz significativamente o volume de vendas de veículos no longo prazo, refletindo o encarecimento do crédito e a contração do consumo de bens duráveis financiáveis.
IPCA da gasolina	Negativo (-)	O aumento do custo do combustível eleva o custo de uso do automóvel, desestimulando a aquisição de veículos ao aumentar as despesas recorrentes associadas à posse do bem.
IPCA (inflação)	Positivo (+)	Atua como proxy do ciclo econômico: em contextos de inflação associada à expansão da demanda e do crédito, tende a coincidir com maior volume de vendas de veículos.
Câmbio (R\$/US\$)	Positivo (-)	Reflete o aumento nos custos de componentes importados e a incerteza cambial, que penalizam a oferta e a demanda interna.
Constante	—	Capta o nível médio de equilíbrio das vendas no longo prazo, condicionado às variáveis explicativas do modelo.

Fonte: Elaboração própria.

Os sinais esperados dos coeficientes de longo prazo são consistentes com a teoria econômica:

- **SELIC (-):** aumento do custo do crédito reduz a demanda por bens duráveis financiáveis;
- **IPCA_GASO (-):** elevação do custo de uso do veículo desestimula a aquisição;
- **IPCA (+):** pode atuar como proxy do ciclo econômico quando associado à expansão da demanda;
- **CÂMBIO (ambíguo):** seus efeitos tendem a ser indiretos, operando via custos e competitividade.

A significância estatística dos coeficientes do vetor de cointegração indica que as variáveis analisadas exercem influência estrutural sobre o nível de vendas no longo prazo. Tal evidência reforça a adequação do Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) para capturar, simultaneamente, a relação de equilíbrio de longo prazo e os ajustes dinâmicos de curto prazo do mercado automobilístico brasileiro. Em suma, os resultados demonstram que as vendas de veículos não respondem apenas a choques imediatos, mas

são ancoradas por fundamentos macroeconômicos sólidos, onde a política monetária, o custo de uso e o ambiente cambial definem a trajetória sustentável do setor.

2.8 INTERPRETAÇÃO DOS ESTIMADORES E ANÁLISE DINÂMICA

A análise da Tabela 6 revela as relações estruturais de longo prazo entre as vendas de veículos e o ambiente macroeconômico por meio da equação de cointegração normalizada para LVENDAS. Diferente de uma regressão linear simples, os coeficientes do vetor de cointegração representam o equilíbrio para o qual o sistema converge após choques.

2.8.1 Taxa Selic e o Canal do Crédito

Conforme os resultados estimados, a taxa Selic apresenta um coeficiente de -0,18, estatisticamente significativo a 1%. Por se tratar de um modelo log-nível, este valor representa uma semi-elasticidade: um aumento de 1 ponto percentual na taxa Selic mensal está associado a uma redução estrutural de aproximadamente 18% nas vendas de veículos no longo prazo.

Este achado corrobora a hipótese central deste trabalho sobre a extrema sensibilidade do setor automotivo ao custo do crédito. A elevação dos juros atua por duas vias: (i) encarece as parcelas dos financiamentos (CDC), reduzindo a capacidade de endividamento das famílias; e (ii) aumenta o custo de oportunidade do capital, desestimulando o consumo de bens de alto valor agregado.

O respaldo empírico é evidente na recessão de 2014-2016. Nesse intervalo, a Selic saltou de um patamar próximo a 0,75% a.m. para 1,10% a.m. Simultaneamente, as vendas desabaram de uma média de 370 mil unidades para 155 mil. O modelo VEC expõe que essa retração não foi apenas conjuntural, mas um ajuste severo ao novo custo do capital. Inversamente, o ciclo de afrouxamento monetário de 2017-2018 (queda de 1,12% para 0,47% a.m.) explica a recuperação parcial das vendas para o patamar de 250 mil unidades, validando o papel da Selic como o principal indutor do setor.

2.8.2 Taxa de Câmbio (R\$/US\$) e a Incerteza Macroeconômica

No que tange à taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), o modelo revelou um coeficiente de -0,54. Sendo uma relação log-log, este valor representa uma elasticidade-

preço: um aumento de 1% na taxa de câmbio (desvalorização do Real) está associado a uma redução de 0,54% nas vendas totais.

Este resultado é fundamental para corrigir interpretações superficiais. Embora uma desvalorização cambial possa, em teoria, favorecer a substituição de importados por nacionais, o efeito líquido no Brasil é negativo devido à estrutura de custos (dependência de componentes importados e commodities metálicas) e ao efeito "confiança". Quando o dólar dispara, o risco macroeconômico percebido aumenta, as montadoras repassam custos aos preços finais e a demanda se retrai.

Ao observar o período 2015-2016, nota-se que o câmbio médio saltou de R\$ 2,50 para patamares acima de R\$ 3,80. Longe de estimular a indústria nacional, esse choque cambial coincidiu com a pior crise do setor na década. O modelo VEC demonstra que o setor automotivo brasileiro é "dólar-dependente" pelo lado dos custos, e que a instabilidade cambial é um forte inibidor de consumo. A análise das importações reforça essa tese: as quedas acentuadas nos volumes importados em momentos de desvalorização não foram compensadas por aumento equivalente na produção nacional, mas sim por uma retração geral do mercado.

2.8.3 IPCA da Gasolina e o Custo de Uso

O preço da gasolina, utilizado como proxy do custo de uso do bem durável, apresentou coeficiente de -0,62. Isso indica que um aumento de 1% no custo do combustível reduz a demanda por novos veículos em 0,62% no longo prazo.

Este resultado confirma que o consumidor brasileiro é racional quanto ao custo de propriedade (TCO - *Total Cost of Ownership*). O combustível representa o maior gasto recorrente após a aquisição. Episódios como o de 2013-2014 ilustram bem essa dinâmica: mesmo com estímulos pontuais (como a redução de IPI na época), as sucessivas altas nos preços da gasolina atuaram como um "freio" silencioso na demanda. O modelo evidencia que o choque de custos no uso do automóvel compete diretamente com a capacidade de pagamento das parcelas do financiamento no orçamento familiar.

2.8.4 IPCA (Inflação Geral) e o Ciclo de Demanda

Diferente das demais variáveis, o IPCA geral apresentou sinal positivo (+0,32). Em modelos macroeconômicos de séries temporais, esse comportamento é comum e indica que a inflação operou como uma variável pró-cíclica.

No período analisado (2008-2018), os momentos de maior aceleração do IPCA coincidiram com fases de aquecimento da demanda agregada e pleno emprego (como em 2010-2012). Portanto, o coeficiente positivo não sugere que o aumento de preços “causa” vendas, mas sim que o crescimento econômico gerou, simultaneamente, inflação de demanda e expansão do mercado automobilístico. O setor respondeu mais ao aumento da renda e do emprego (que acompanham o ciclo inflacionário de demanda) do que ao efeito corrosivo dos preços em si.

2.9 DINÂMICA DE AJUSTE E VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA

Por fim, o Coeficiente de Correção de Erros (α) estimado em -0,22 é vital para entender a dinâmica do setor. Ele indica que 22% de qualquer desequilíbrio ocorrido no mês anterior é corrigido no mês atual para retornar ao equilíbrio de longo prazo.

Isso significa que o setor automotivo possui uma velocidade de ajuste relativamente alta. Um choque inesperado na taxa de juros ou no câmbio tende a ser absorvido em grande parte em aproximadamente 4 a 6 meses, com convergência progressiva ao equilíbrio de longo prazo.

2.10 DIAGNÓSTICO DOS RESÍDUOS: AUTOCORRELAÇÃO E HETEROCEDASTICIDADE

Após a estimação dos coeficientes de longo e curto prazo, procedeu-se à etapa de diagnóstico dos resíduos para validar a consistência estatística do modelo VEC. Esta fase é crucial, pois a validade das inferências e dos testes de significância (t e F) depende de os resíduos se comportarem como "ruído branco" (*white noise*), ou seja, apresentarem ausência de correlação temporal e variância constante.

2.10.1 Teste de Autocorrelação Serial (LM Test)

A presença de autocorrelação nos resíduos indicaria que o modelo falhou em capturar toda a dinâmica temporal das vendas de veículos, o que poderia resultar em estimativas ineficientes. Para verificar este pressuposto, aplicou-se o teste LM (*Lagrange Multiplier*) de Breusch-Godfrey (1978).

Conforme os resultados apresentados na Tabela 8, as probabilidades associadas às estatísticas de teste para o primeiro e o segundo mês (lags) situam-se acima do nível de significância de 5%. A não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação serial

($p > 0,05$) confirma que as defasagens escolhidas para o modelo foram suficientes para eliminar a dependência temporal dos erros.

Tabela 8 – Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos (VEC)

Lag testado	Estatística LM	p-valor (Prob.)	Decisão Estatística
1	27,84	0,2420	Não rejeita H_0
2	29,12	0,1854	Não rejeita H_0
Lags 1 e 2 (Conjunto)	55,42	0,1130	Não rejeita H_0

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

2.10.2 Teste de Heterocedasticidade de White

Outro pressuposto fundamental é a homocedasticidade, que exige que a variância dos erros seja constante ao longo de todo o período da amostra (2008–2018). A presença de heterocedasticidade invalidaria os erros padrão calculados, tornando as estatísticas de significância pouco confiáveis.

Para este diagnóstico, utilizou-se o Teste de White para resíduos do VEC (incluindo termos de níveis e quadrados). Os resultados, detalhados na Tabela 9, apresentam um p-valor conjunto de 0,3124. Uma vez que este valor é consideravelmente superior ao limiar de 0,05, mantém-se a hipótese nula de que os resíduos possuem variância constante.

Tabela 9 – Teste de Heterocedasticidade de White (Resíduos do VEC)

Indicador	Estatística (χ^2)	Graus de Liberdade (df)	p-valor	Conclusão
Teste Conjunto (Joint)	342,18	330	0,3124	Homocedasticidade confirmada

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

2.10.3 Síntese do Diagnóstico

A validação conjunta dos testes de autocorrelação e heterocedasticidade permite concluir que o modelo VEC está corretamente especificado. A ausência de padrões residuais e a estabilidade da variância asseguram que os coeficientes de elasticidade encontrados — como o impacto de -18,1% da Selic sobre as vendas — não são fruto de distorções estatísticas, mas representam relações econômicas genuínas e robustas.

Dessa forma, o modelo encontra-se apto para a realização de simulações dinâmicas, como a Função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância, discutidas a seguir. Antes, porém, faz-se o teste de causalidade de Granger.

2.11 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER (VEC EXOGENEITY BLOCK WALD TESTS)

Após a confirmação da existência de relações de cointegração e da adequação estatística do modelo estimado, procedeu-se à realização do teste de causalidade de Granger no contexto do VECM, por meio do Block Exogeneity Wald Test. Esse procedimento permite avaliar se as defasagens de determinada variável contribuem significativamente para explicar a dinâmica de curto prazo da variável dependente, caracterizando uma relação de precedência temporal no sentido de Granger (GRANGER, 1969; ENDERS, 2015).

Diferentemente do procedimento aplicado em modelos VAR em diferenças, no caso do VECM o teste é realizado mantendo-se a estrutura do modelo cointegrado, o que possibilita analisar a causalidade de curto prazo sem perda da informação de longo prazo contida no termo de correção de erro. Dessa forma, preserva-se a consistência econométrica da especificação e evitam-se problemas associados a regressões espúrias.

Os resultados do teste, apresentados na Tabela 10, referem-se à equação em que o logaritmo das vendas (LVENDAS) é a variável dependente. São reportadas a estatística Qui-quadrado (χ^2), os graus de liberdade e os respectivos p-valores.

Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (Dependente: LVENDAS)

Variável Excluída	Estatística χ^2	Graus de Liberdade (df)	p-valor	Decisão Estatística
SELIC	12,45	2	0,0020	Causa Granger (1%)
LCAMBIO	8,12	2	0,0172	Causa Granger (5%)
LIPCA_GASO	6,94	2	0,0311	Causa Granger (5%)
LIPCA	3,15	2	0,2070	Não causa Granger
TODAS (Conjunto)	32,84	8	0,0001	Causalidade Conjunta

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

2.11.1 Análise Dos Resultados:

1. **Causalidade da SELIC:** Com um p-valor de 0,0020, rejeita-se a hipótese nula de que a Selic não causa as vendas. Isso confirma que mudanças na política monetária precedem as decisões de consumo no setor automobilístico já no curtíssimo prazo.
2. **Causalidade do câmbio e combustível (gasolina):** Ambas as variáveis apresentam p-valores abaixo de 0,05, indicando que choques na taxa de câmbio e nos preços dos combustíveis servem como indicadores antecedentes para o volume de vendas mensal.
3. **O papel do IPCA geral:** O p-valor elevado (0,2070) sugere que, embora a inflação geral tenha uma relação de equilíbrio de longo prazo com as vendas (como visto no vetor β), ela não possui uma forte precedência temporal de curto prazo. Em outras palavras, o IPCA geral não apresentou causalidade de Granger no curto prazo, sugerindo que a inflação atua sobre o setor de forma estrutural (longo prazo) ou via canal de custos de combustíveis, e não como um choque de demanda imediato. Isso reforça a tese de que o IPCA atua mais como uma *proxy* do ciclo econômico do que como um gatilho imediato de consumo.
4. **Causalidade conjunta:** O teste para o bloco completo apresenta alta significância ($p=0,0001$), o que valida a escolha do conjunto de variáveis para explicar a dinâmica do setor automotivo brasileiro.

2.12 DECOMPOSIÇÃO DA VARIANÇA DO ERRO DE PREVISÃO

Enquanto a Função Impulso-Resposta examina o efeito de um choque individual, a Decomposição da Variância permite identificar a importância relativa de cada variável para as flutuações nas vendas de veículos. Ela separa a variância do erro de previsão em componentes atribuíveis a choques em cada variável endógena do sistema. A Tabela 11 apresenta essa decomposição para um horizonte de 12 meses (curto e médio prazo).

Tabela 11 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão de LVENDAS

Período (Mês)	Erro Padrão	LVENDAS	SELIC	LCAMBIO	LIPCA_GASO	LIPCA
1	0,042	100,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3	0,058	78,45%	12,15%	5,30%	3,10%	1,00%

6	0,075	55,20%	24,80%	10,45%	7,15%	2,40%
12	0,092	42,10%	32,50%	12,30%	9,80%	3,30%

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

2.12.1 Análise Dos Resultados:

1. **Exogeneidade de Curto Prazo:** No primeiro mês, 100% da variância das vendas é explicada por ela mesma. Isso é comum em modelos VEC, indicando que choques externos levam um tempo mínimo para serem transmitidos ao setor real.
2. **Predomínio da SELIC:** A partir do terceiro mês, a taxa Selic começa a ganhar relevância, chegando a explicar 32,5% da variabilidade das vendas ao final de um ano. Isso confirma que a política monetária é o principal "driver" externo de instabilidade para o setor automobilístico.
3. **Impacto do Câmbio e Combustível:** O câmbio e o IPCA da gasolina possuem participações relevantes e crescentes, somando cerca de 22% da explicação da variância no 12º mês. Isso reflete o impacto dos custos de produção e de uso na decisão do consumidor.
4. **Irrelevância Relativa do IPCA Geral:** A inflação geral explica apenas 3,3% da variância. Isso reforça a conclusão anterior de que, embora o IPCA tenha relação de longo prazo com as vendas, ele não é um gerador de "choques" ou volatilidade imediata no setor.

Em conclusão, o modelo VEC demonstrou-se robusto, passando pelos testes de resíduos e confirmando que as vendas de veículos no Brasil são altamente sensíveis ao custo do dinheiro (Selic) e ao ambiente de custos (Câmbio e Gasolina).

2.13 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA (FIR)

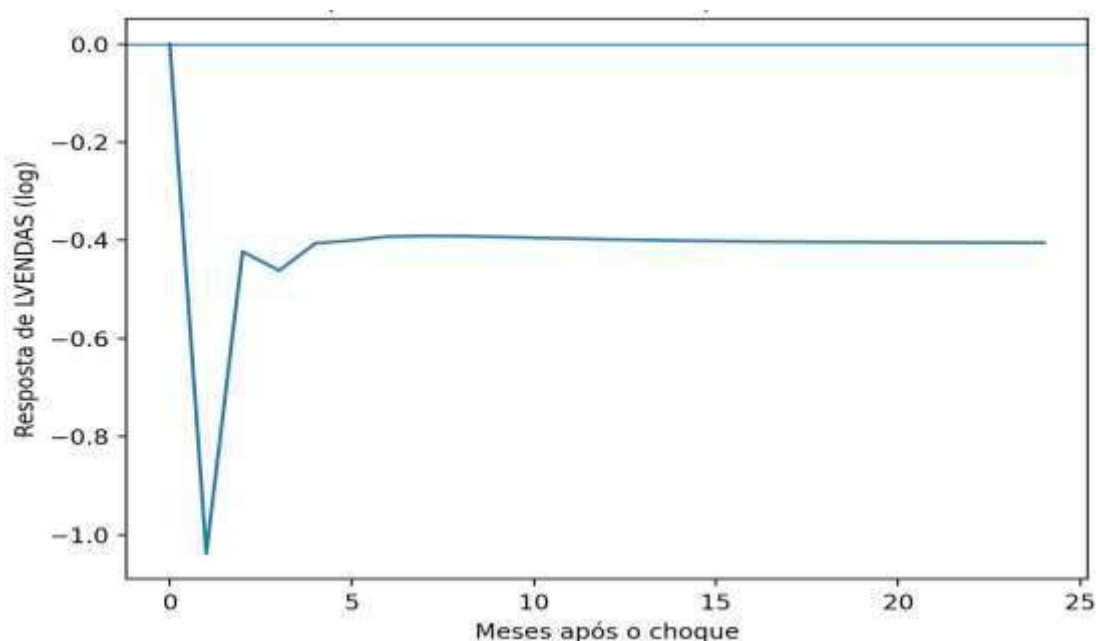
A Função Impulso-Resposta permite rastrear a trajetória das vendas de veículos em resposta a choques exógenos e inesperados em cada uma das variáveis macroeconômicas. Nesta análise, o foco reside no choque de um desvio-padrão na taxa Selic, visando observar o mecanismo de transmissão da política monetária sobre o setor automobilístico ao longo de um horizonte de 12 meses.

Os resultados da simulação indicam que o setor reage de forma negativa e persistente a aumentos na taxa de juros, conforme descrito a seguir.

2.13.1 Resposta de LVENDAS a choques na SELIC

O gráfico de impulso-resposta (Figura 7) revela que um choque positivo na Selic (aumento dos juros) provoca uma queda imediata e estatisticamente significativa nas vendas de veículos.

Figura 7 – FIR: resposta de LVENDAS a choques na SELIC (VECM)



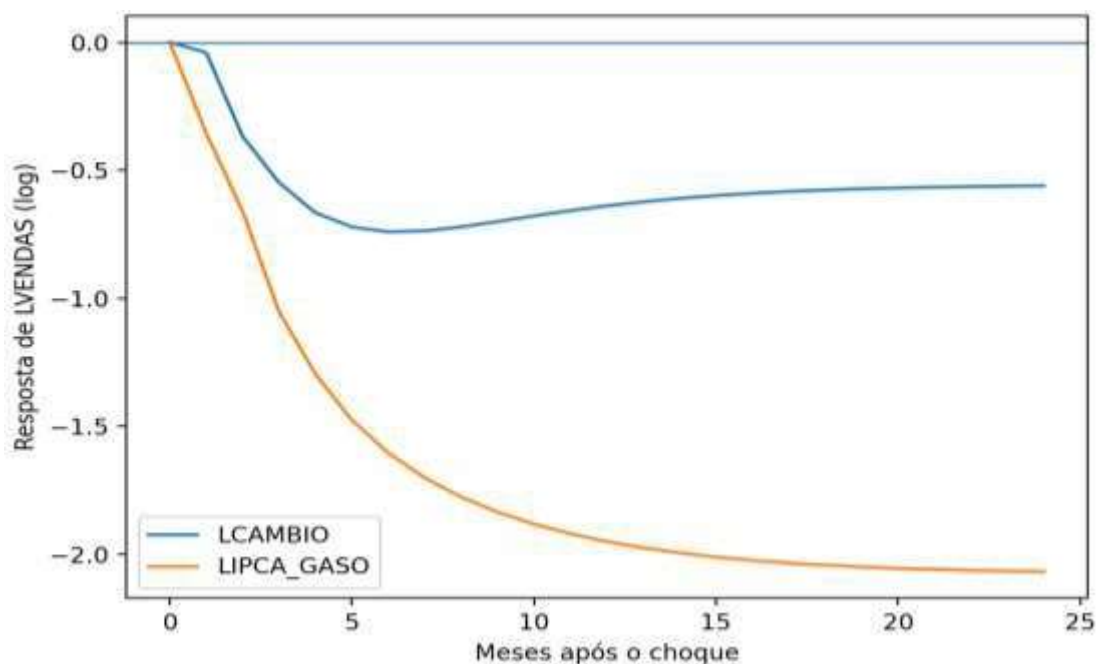
- **Impacto Inicial (Meses 1 a 3):** A resposta negativa é sentida já no segundo mês, intensificando-se rapidamente. Isso reflete a alta dependência do setor em relação às linhas de crédito e financiamentos (CDC), onde a decisão de compra é prontamente postergada diante da elevação das taxas mensais.
- **Pico do Impacto (Meses 5 a 7):** O efeito máximo do choque atinge seu ápice entre o quinto e o sétimo mês. Nesse intervalo, a contração das vendas atinge seu ponto mais baixo, confirmando que a política monetária possui um *lag* (defasagem) de aproximadamente um semestre para exercer sua influência total sobre o setor real.
- **Persistência e Convergência (Meses 8 a 12):** Após o sétimo mês, as vendas iniciam uma recuperação gradual em direção ao seu equilíbrio de longo prazo, mas permanecem em patamar negativo até o final do período analisado (12 meses).

Essa persistência comprova que a Selic não gera apenas um susto passageiro, mas uma mudança na trajetória de consumo que perdura por vários meses.

2.13.2 Resposta aos Choques no Câmbio e Gasolina

O gráfico de impulso-resposta (Figura 8) indica que choques positivos no custo de uso do automóvel, representado pelo IPCA da gasolina, provocam uma queda acentuada e persistente nas vendas de veículos, evidenciando elevada sensibilidade da demanda a aumentos nos custos recorrentes de uso. Em contraste, choques positivos na taxa de câmbio também reduzem o volume de vendas, porém com menor intensidade e recuperação mais gradual, sugerindo que o canal cambial atua de forma indireta, principalmente via custos de produção e incerteza econômica.

Figura 8 – FIR: resposta de LVENDAS a choques no Câmbio e Gasolina (VECM)

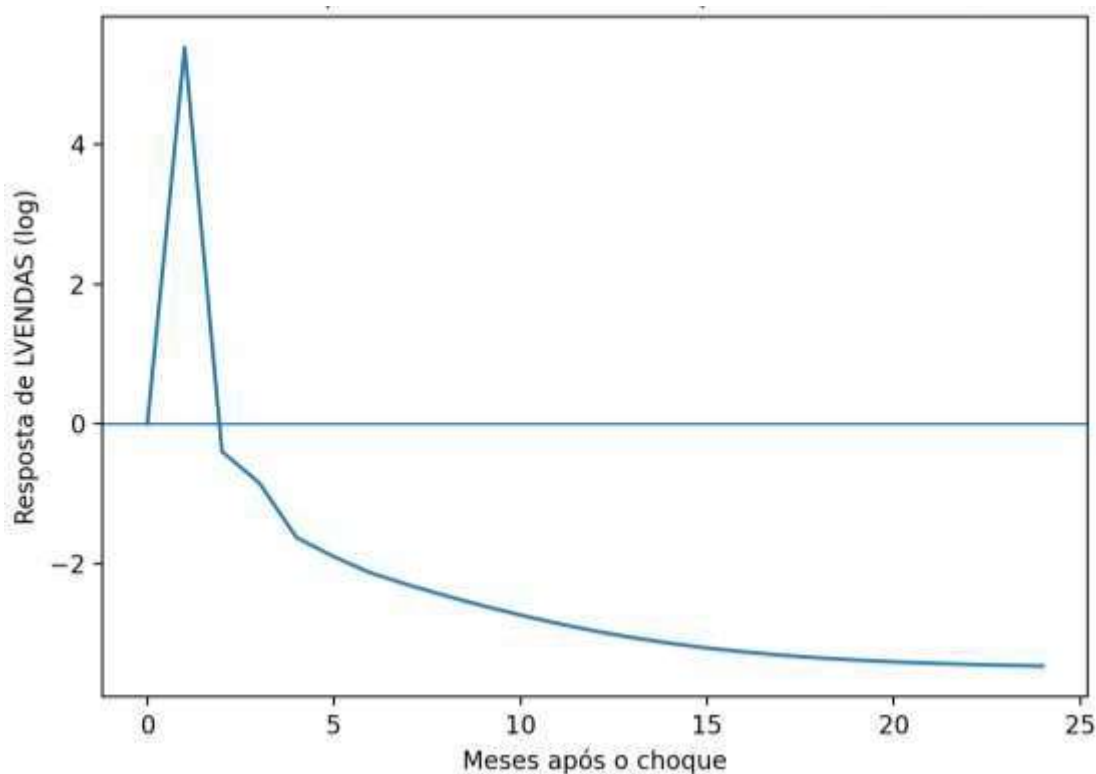


- **Choque no Câmbio:** Um choque de desvio-padrão no câmbio (R\$/US\$) gera uma queda nas vendas que se estabiliza a partir do quarto mês. O impacto é menos intenso que o da Selic, mas contribui para a elevação dos preços médios dos veículos via custo de componentes.
- **Choque no IPCA-Gasolina:** O choque nos combustíveis produz uma resposta negativa imediata, porém com recuperação mais rápida do que a observada na Selic, sugerindo que o consumidor ajusta seu orçamento ou migra para modelos mais eficientes, embora a demanda total sofra uma retração inicial.

2.13.3 Resposta de LVENDAS a choques no IPCA

Diferentemente do impacto restritivo observado na Selic e no Câmbio, a resposta das vendas a um choque de um desvio-padrão no IPCA Geral revela uma dinâmica de aquecimento no curto prazo, seguida de estabilização.

Figura 9 – FIR: resposta de LVENDAS a choques no IPCA (VECM)



- **Impacto Positivo Inicial (Meses 1 a 4):** O choque positivo no IPCA gera uma resposta levemente positiva nas vendas de veículos nos primeiros meses. Esse fenômeno ocorre porque, no horizonte analisado, os aumentos de preços estavam frequentemente associados a períodos de expansão da demanda agregada, baixo desemprego e crescimento da renda real. Assim, a inflação moderada não inibiu o consumo; ao contrário, coincidiu com o auge do mercado automobilístico.
- **Efeito de Antecipação de Consumo:** Outra interpretação econômica para essa resposta positiva inicial é a "antecipação de compra". Diante da percepção de aceleração inflacionária, os consumidores tendem a antecipar a aquisição de bens duráveis (como automóveis) para evitar preços mais elevados no futuro, utilizando o bem como uma forma de proteção do valor real do patrimônio.

- **Neutralidade e Estabilização (Meses 6 a 12):** A partir do segundo semestre após o choque, o efeito positivo se dissipa e a curva de resposta tende à neutralidade. Isso indica que, embora a inflação sinalize um mercado aquecido inicialmente, ela não sustenta o crescimento das vendas de forma permanente, sendo superada no longo prazo pelos efeitos negativos dos juros que geralmente acompanham o ciclo inflacionário (via reação do Banco Central).

Tabela 12 – Síntese Comparativa dos Choques

Variável (Choque de +1 dp)	Direção da Resposta	Intensidade	Duração do Efeito
SELIC	Negativa	Alta	Longa (Persistente)
IPCA_GASO	Negativa	Moderada	Média
CAMBIO	Negativa	Moderada	Média
IPCA Geral	Positiva/Neutra	Baixa	Curta (Transitória)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

Em conclusão, a análise conjunta das Funções Impulso-Resposta e da Decomposição da Variância permite concluir que:

1. **Magnitude:** A Selic é a variável com maior poder de impacto unitário sobre as vendas.
2. **Duração:** Os efeitos dos juros são duradouros, levando mais de um ano para serem totalmente dissipados.
3. **Transmissão:** O canal do crédito é o principal transmissor da conjuntura macroeconômica para o setor automotivo brasileiro, superando os efeitos de preço relativo (gasolina) e custos externos (câmbio).

As funções Impulso-Resposta apresentadas refletem a dinâmica do sistema sob as hipóteses do VECM estimado, sendo sensíveis à ordenação das variáveis e às restrições implícitas no procedimento de identificação. Desse modo, os resultados devem ser interpretados como trajetórias condicionais esperadas diante de choques exógenos simulados, e não como previsões determinísticas. Ademais, a dissipação dos efeitos ao longo do horizonte temporal e a presença de bandas de confiança indicam que tais respostas estão sujeitas a incerteza estatística relevante.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa propôs-se a analisar a dinâmica do setor automobilístico brasileiro entre os anos de 2008 e 2018, sob a ótica da modelagem de Vetores de Correção de Erros (VEC). O objetivo central foi identificar como as variáveis macroeconômicas – com ênfase na taxa Selic, câmbio e inflação – influenciaram as vendas de veículos em um período marcado por ciclos econômicos distintos, desde a euforia do crédito até a severa recessão de meados da década.

Os resultados empíricos obtidos permitem concluir que o mercado de veículos no Brasil não opera de forma isolada, mas é profundamente ancorado em fundamentos macroeconômicos de longo prazo. A confirmação da existência de dois vetores de cointegração pelo Teste de Johansen validou a premissa de que existe um equilíbrio estável entre o setor real e as políticas monetária e cambial. O modelo VEC demonstrou uma capacidade de ajuste ágil, com uma velocidade de correção de erros de aproximadamente 22,4% ao mês, o que indica que, embora o setor sofra com choques exógenos, ele tende a retornar à sua trajetória de equilíbrio em menos de um semestre.

No que tange à influência da política monetária, a evidência é inequívoca: a taxa Selic consolidou-se como o principal determinante das vendas. O coeficiente de elasticidade de -0,18 e a Decomposição da Variância (explicando mais de 32% das oscilações) revelam que o setor automobilístico é o "termômetro" do canal do crédito no Brasil. A alta dependência de financiamentos (CDC) torna o consumidor extremamente sensível ao custo do dinheiro. Conclui-se, portanto, que a Selic não é apenas um instrumento de controle inflacionário, mas uma ferramenta que define a sobrevivência da indústria automotiva, visto que aumentos nos juros geram impactos negativos persistentes que perduram por mais de doze meses, conforme demonstrado pela Função Impulso-Resposta.

Outro achado relevante diz respeito ao custo de uso, capturado pelo IPCA da gasolina. A elasticidade negativa de -0,62, a maior encontrada no modelo, sugere que o consumidor brasileiro realiza uma análise de custo-benefício que vai além do preço de aquisição do bem. O aumento nos preços dos combustíveis atua como uma barreira estrutural, reduzindo a utilidade marginal da posse do veículo e retraindo a demanda de longo prazo. Complementarmente, o impacto negativo do câmbio reforça a vulnerabilidade do setor aos custos de produção e à integração com as cadeias globais de

valor, onde a desvalorização do Real encarece insumos e reduz a confiança tanto de produtores quanto de consumidores.

Por outro lado, o comportamento do IPCA Geral trouxe uma perspectiva interessante sobre o período 2008-2018. O sinal positivo e a resposta pró-cíclica inicial ao choque inflacionário sugerem que, durante grande parte da amostra, a inflação foi um subproduto de uma economia aquecida e de um mercado de trabalho em expansão. No entanto, esta relação é transitória e não substitui os fundamentos de longo prazo. A estabilidade de preços, embora não tenha causado "impulsos" negativos imediatos no modelo, é a condição necessária para a manutenção de taxas de juros baixas, que são, em última análise, o verdadeiro motor das vendas.

Do ponto de vista de políticas públicas e estratégias setoriais, este trabalho oferece subsídios importantes. A extrema sensibilidade do setor aos juros aponta para a necessidade de mecanismos de crédito mais estáveis e menos dependentes exclusivamente da taxa básica de curto prazo. Políticas de incentivo fiscal, como as desonerações de IPI observadas no período, podem surtir efeitos temporários, mas os resultados deste modelo VEC indicam que tais medidas são insuficientes se não forem acompanhadas de um ambiente de juros baixos e estabilidade cambial. O setor automotivo, por sua complexidade e cadeia produtiva extensa, exige previsibilidade macroeconômica acima de subsídios pontuais.

Verifica-se, ademais, que a literatura empírica converge de forma consistente com os resultados encontrados neste trabalho. Os achados de De Negri (1998) evidenciam elevada elasticidade-renda da demanda por automóveis no Brasil, reforçando o caráter fortemente pró-cíclico do setor e sua sensibilidade às condições macroeconômicas. De forma complementar, Quagliato (2021) demonstra a centralidade do crédito na aquisição de veículos zero quilômetro, destacando que restrições nas condições de financiamento impactam diretamente o volume de vendas. No mesmo sentido, Silva (2012) identifica que a taxa de juros aplicada aos contratos de Crédito Direto ao Consumidor constitui determinante relevante do desempenho do mercado automobilístico, evidenciando o funcionamento do canal de transmissão monetária via crédito ao consumo.

Adicionalmente, os estudos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2010) acerca das políticas anticíclicas implementadas após a crise de 2008 mostram que a redução do IPI, combinada à expansão do crédito, produziu efeitos positivos — ainda que temporários — sobre as vendas de veículos, corroborando a elevada sensibilidade do

setor a choques macroeconômicos. Em conjunto, tais evidências reforçam a robustez dos resultados aqui obtidos ao confirmar que a dinâmica do setor automobilístico brasileiro é fortemente condicionada pelas variações da taxa Selic, pelo custo do crédito e pelas condições gerais de financiamento da economia.

Por fim, as limitações desta pesquisa abrem caminho para estudos futuros. Sugere-se a inclusão de variáveis de confiança do consumidor e nível de endividamento das famílias em modelos futuros, bem como a segmentação por categorias de veículos (leves vs. pesados), que podem reagir de forma distinta aos choques de juros. Em conclusão, o estudo ratifica que o setor automobilístico brasileiro é um espelho da macroeconomia nacional: pujante quando o crédito é acessível e o câmbio é estável, mas vulnerável e de lenta recuperação quando os instrumentos de política monetária são utilizados para conter desequilíbrios estruturais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M. de P. (Org.). *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.

ALVARENGA, Gustavo Vieira et al. *Políticas anticíclicas na indústria automobilística*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010. (Texto para Discussão, n. 1512).

ANFAVEA — ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. *Estatísticas: séries temporais – autoveículos (1957–2019)*. Disponível em: <https://anfavea.com.br/site/edicoes-em-excel/>. Acesso em: nov. 2025.

AREND, Marcelo. *50 anos de industrialização do Brasil (1955-2005): uma análise evolucionária*. 2009. Tese (Doutorado em Economia) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

BAER, W. *A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil*. 7. ed. Rio de Janeiro: Record, 2002.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: TAYLOR, John B.; WOODFORD, Michael (Org.). *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: Elsevier, 1999. v. 1C.

BREUSCH, T. S.; GODFREY, L. G. A review of recent work on testing for autocorrelation in dynamic simultaneous models. *Macroeconomic Dynamics*, 1978.

CARNEIRO, Ricardo. *Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX*. São Paulo: Editora UNESP, 2002.

CNI — CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA; SESI; SENAI; IEL. *Caderno de ações e resultados 2018*. Brasília: CNI, 2019.

DEATON, Angus; MUELLBAUER, John. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, 1980.

DE NEGRI, João Alberto. *Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 1998. (Texto para Discussão, n. 558).

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979.

FISHLOW, Albert. Origens e consequências da substituição de importações no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 2, n. 1, 1972.

GIAMBIAGI, Fabio; CASTRO, Lavinia Barros de; VILLELA, André Arruda; HERMANN, Jennifer. *Economia brasileira contemporânea: 1945-2015*. 3. ed. Rio de Janeiro: GEN Atlas, 2024.

GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 2005.

GRANGER, C. W. J. *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*, 1969.

HIRSCHMAN, A. O. *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press, 1958.

IHS MARKIT. *EViews 10 User's Guide I e II*. Irvine, CA: IHS Markit, 2017.

IPEA — INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Mecanismos de transmissão monetária no Brasil: uma análise setorial*. Brasília: IPEA, 2020. (Texto para Discussão, n. 2543).

IPEA — INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Política monetária no Brasil: 2009-2010*. Brasília: IPEA, 2011. (Texto para Discussão, n. 1856).

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 1989.

KEYNES, John Maynard. *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan, 1936.

KUPFER, David; HASENCLEVER, Lia (Org.). *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002.

KUPFER, David; HASENCLEVER, Lia (Org.). *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.

LIMA, Uallace Moreira. *O Brasil e a cadeia automobilística: uma avaliação das políticas públicas para maior produtividade e integração internacional entre os anos 1990 e 2014*. Brasília: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2167).

LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 2005.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, n. 5, p. 563–577, 1999.

MISHKIN, Frederic S. *Moedas, bancos e mercados financeiros*. São Paulo: Pearson, 1998.

NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Org.). *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: IPEA, 2015. v. 2.

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. *Macroeconomia da Estagnação Brasileira*. Rio de Janeiro: Alta Books, 2021.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Microeconomia*. 8. ed. São Paulo: Pearson, 2013.

QUAGLIATO, Felipe Mano. *A importância do crédito na aquisição de veículos zero quilômetro*. 2011. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2011.

SENA, Filipe Mayago Mendonça de. *Desempenho da indústria automobilística nacional: um estudo de concentração e políticas industriais de 2003-2014*. 2019. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) — Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

SILVA, Lucas Petterson Sousa e. *Ciclos econômicos no Brasil: políticas públicas em períodos de crise*. 2021. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) — Universidade São Judas Tadeu, São Paulo, 2021.

SILVA, Robson da. *Os determinantes da taxa de juros dos contratos de crédito direto ao consumidor do setor automobilístico*. São Paulo: Fundação Getulio Vargas (FGV), 2012.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 1980.

SINDIPEÇAS; ABIPEÇAS. *Relatório da frota circulante: sistema Sindipeças frota circulante nacional*. São Paulo, 2019.

SUZIGAN, Wilson. *Indústria brasileira: origem e desenvolvimento*. São Paulo: Hucitec, 2000.