

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

PEDRO AUGUSTO SILVA PAGANI

**DETERMINANTES DA DEMANDA DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO
BRASILEIRO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

GOVERNADOR VALADARES

2021

PEDRO AUGUSTO SILVA PAGANI

**DETERMINANTES DA DEMANDA DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO
BRASILEIRO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Juiz de Fora - Campus Governador Valadares como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Professor Doutor Vinícius de Azevedo Couto Firme

GOVERNADOR VALADARES

2021

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

PAGANI, PEDRO AUGUSTO.
DETERMINANTES DA DEMANDA DO SETOR
AUTOMOBILÍSTICO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA /
PEDRO AUGUSTO PAGANI. -- 2021.
43 p.

Orientador: Vinícius de Azevedo Couto Firme
Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade
Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador
Valadares, Faculdade de Economia, 2021.

1. Indústria automobilística. 2. Demanda . I. de Azevedo Couto
Firme, Vinícius, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
REITORIA - CAMPUSGV - ICSA - Secretaria

ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 9:30h do dia 02 de março de 2021, por webconferência, conforme Resolução Nº 24/2020 do Conselho Superior (CONSU), foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente PEDRO AUGUSTO SILVA PAGANI, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Dr. Geraldo Moreira Bittencourt e Dra. Carolina Rodrigues Corrêa.

Após a arquição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: DETERMINANTES DA DEMANDA DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente PEDRO AUGUSTO SILVA PAGANI:

Aprovado (a)

Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada eletronicamente pelos presentes.

Governador Valadares, 02 de março de 2021.

Prof. Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme

Orientador(a)

Prof. Dr. Geraldo Moreira Bittencourt

Prof.a. Dra. Carolina Rodrigues Corrêa



Documento assinado eletronicamente por **Carolina Rodrigues Correa Ferreira, Professor(a)**, em 02/03/2021, às 13:37, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Geraldo Moreira Bittencourt, Professor(a)**, em 02/03/2021, às 16:51, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Vinicius de Azevedo Couto Firme, Professor(a)**, em 02/03/2021, às 18:29, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **PEDRO AUGUSTO SILVA PAGANI, Usuário Externo**, em 11/03/2021, às 15:52, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Uffj (www2.ufff.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **0287172** e o código CRC **1C6A744D**.

Dedico este trabalho, principalmente, aos meus pais Francisco e Lucimeire, e aos meus tios Lúcia Helena, Lucineia, Nilson, Luciene e Lucimar.

AGRADECIMENTOS

Agradeço pela oportunidade de vir, por meio desta, expressar meus sentimentos por viver este momento. Oportunidade esta, que só foi possível graças à ajuda e apoio incondicional de diversas pessoas durante minha jornada acadêmica.

Agradeço ao meu coorientador, mestre e amigo, Prof. Msc. Matheus de Assis Duarte Santos, pela dedicação e empenho em compartilhar seu conhecimento e promover meu crescimento e amadurecimento, como aluno e pessoa.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme, pelo cuidado, compreensão, disposição e dedicação durante a elaboração deste trabalho.

Agradeço a todos os professores do departamento de Ciência Econômicas, pela dedicação e carinho em minha formação e, principalmente, por compartilhar conhecimentos e promover meu amadurecimento crítico, científico, profissional e pessoal.

Agradeço aos colegas do curso de Ciência Econômicas, pela amizade, pelos aprendizados e momentos compartilhados e contribuições em minha formação profissional e pessoal. Entre eles, Kaique Buennart, Leandro Raposo, Priscila Vieira, Laryssa Rodrigues dentre outros.

Em especial, agradeço aos meus pais por todo o esforço e luta para tornar este momento possível. O apoio e perseverança de vocês foi imprescindível.

Agradeço aos meus tios Lúcia Helena, Nilson, Lucineia, Luciene e Lucimar, por acreditarem e me ajudarem nos momentos de dificuldade. Graças a vocês, tudo isso está sendo possível.

A todos, meus sinceros agradecimentos.

Seja você quem for, seja qual for a posição social que você tenha na vida, a mais alta ou a mais baixa, tenha sempre como meta muita força, muita determinação e sempre faça tudo com muito amor e com muita fé em Deus, que um dia você chega lá. De alguma maneira você chega lá.

Ayrton Senna

RESUMO

Este trabalho usou modelos ARDL para analisar a demanda por veículos no Brasil entre janeiro/2012 e dezembro/2019. Os resultados indicam que desvalorizações cambiais, reduções no IPI e aumentos no PIB, na oferta de crédito (para aquisição veicular), no risco-Brasil e na confiança do consumidor estimulariam a demanda. Alternativamente, aumentos nos juros, nos preços de veículos novos e usados e no custo dos combustíveis tenderiam a diminuí-la. Acredita-se que: a) a demanda por veículos populares seja mais sensível aos preços; b) a Ford possui clientes diferenciados; c) a autonomia dos veículos seja relevante frente às oscilações do combustível; d) as marcas com bancos/financeiras próprios sejam menos afetadas pelos juros; e) a segurança da Toyota estimule as vendas em momentos de incerteza. Ademais, o comportamento dos clientes da GM, Fiat, Toyota e Peugeot-Citroën revelou-se bastante similar, enquanto os da Volkswagen e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai mostraram-se, consideravelmente, distintos.

Palavras-chave: setor automotivo brasileiro; determinantes da demanda; modelo ARDL.

ABSTRACT

This work used ARDL models to analyze the demand for vehicles from Brazil between January/2012 and December/2019. The results indicate that exchange rate devaluations, reductions in IPI and increases in GDP, credit supply (for vehicular acquisition), Brazil's risk and consumer confidence would stimulate demand. Alternatively, increases in interest rates, new and used vehicle prices and fuel costs would tend to decrease. It is believed that: a) the demand for popular vehicles is more sensitive to prices; b) Ford has differentiated customers; c) vehicle autonomy is relevant in the face of fuel fluctuations; d) vehicle's manufacturers with their own banks/finance are less affected by interest; e) Toyota's security encourages sales in times of uncertainty. Furthermore, the behavior of customers from GM, Fiat, Toyota and Peugeot-Citroën proved to be quite similar, while those at Volkswagen and Nissan, Honda and CAO and Ford and Hyundai were considerably different.

Keywords: brazilian automotive sector; demand determinants; ARDL model.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	10
2. A INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA BRASILEIRA.....	12
3. PRINCIPAIS DETERMINANTES DA DEMANDA POR VEÍCULOS.....	16
4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS.....	18
4.1. BASE DE DADOS.....	21
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	25
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	33
REFERÊNCIAS.....	36
APÊNDICE.....	41

1. INTRODUÇÃO

A indústria automobilística possui grande relevância econômica para o Brasil. Com um faturamento de US\$ 59,1 bilhões (incluindo o setor de autopeças) e cerca de 1,3 milhões de empregos diretos e indiretos, o setor foi responsável por quase 22% do Produto Interno Bruto (PIB) industrial e, cerca de, 4% do PIB total do país em 2015 (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, 2020).

Borghi (2013), valendo-se de uma matriz de insumo-produto para 30 setores brasileiros, referente ao ano de 2008, afirma que o setor automotivo possui multiplicadores de produção e de emprego consideravelmente acima da média nacional. Além disso, esta indústria possui elevado índice de ligação para trás e alto “poder de arrasto”, ou seja, trata-se de um demandante intensivo dos demais setores. Portanto, oscilações na indústria automobilística poderiam impactar outros setores produtivos, gerando alterações significativas no produto e no emprego do país.

Conforme destaca De Negri (2008), a produção automobilística demanda insumos como aço e derivados, máquinas e equipamentos, materiais eletrônicos, borracha, plástico e vidro. Assim, ressaltam Souza e Rego (2016), ao requerer produtos de boa parte da indústria de transformação, o setor automotivo afeta, indiretamente, o crescimento de vários setores industriais.

Segundo a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA, 2020), o Brasil produziu e licenciou 2,9 e 2,6 milhões de veículos em 2018, respectivamente, o que representa um aumento de quase 15% nos licenciamentos,¹ em relação ao ano anterior.² Valor notadamente superior ao crescimento de 1,32% do PIB, no mesmo período (IBGE, 2020). Além disso, o país se destaca como o 8º maior consumidor de veículos do mundo e o 9º maior produtor, com capacidade instalada suficiente para dobrar sua produção atual.

Veríssimo e Araújo (2015) sugerem que parte deste crescimento acelerado, da indústria automobilística, se deve ao expressivo montante destinado à Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) pelas empresas do setor, na busca de combustíveis alternativos e automóveis cada vez mais sofisticados, duráveis e tecnológicos. Entre 1994 e 2012, os investimentos superaram US\$ 68 bilhões (ANFAVEA, 2020).

¹ Como todo veículo novo vendido no Brasil precisar ser licenciado, o total de licenciamentos (*i.e.*: veículos nacionais e importados) revela a demanda total doméstica por este bem.

² Entre 2018 e 2016, os licenciamentos cresceram cerca de 25,2% (ANFAVEA, 2020).

No que se refere à qualidade da indústria automobilística brasileira, Souza e Rego (2016) afirmam que ela se equipara aos padrões internacionais e conta com os principais *players* do mercado, permitindo o desenvolvimento completo de diversos veículos no país.³ Os autores argumentam que o vasto mercado consumidor brasileiro foi fundamental para a atração dos investimentos necessários à consolidação deste setor.

Entretanto, a desaceleração econômica de 2014 mostrou-se desafiadora à indústria automotiva (SOUZA E REGO, 2016). Embora o volume de licenciamentos tenha iniciado sua trajetória de queda em 2012 (SONAGLIO E FLOR, 2015), a produção manteve-se elevada até o início de 2014, ou seja, até que as reduções na oferta de crédito e no volume de veículos exportados pelo Brasil, principalmente para a Argentina (também em crise), restringissem, ainda mais, as vendas do setor (ANFAVEA, 2020).

Em 2015, a incerteza gerada pela restrição ao crédito e a expectativa de um forte ajuste fiscal reduziram os licenciamentos de veículos em 25,2% (em relação a 2014). No total, 14.501 empregados foram desligados e mais de 36.900 entraram em regime de férias coletivas e/ou suspensão temporária de contrato (*lay-off*) (ANFAVEA, 2020).⁴

Dada a capacidade da indústria automobilística em influenciar o restante da economia, buscou-se, nesta pesquisa, compreender os determinantes da demanda brasileira por veículos: a) nacionais e importados; b) nacionais; c) leves de uso pessoal; d) leves de uso pessoal proveniente de cada uma das doze principais montadoras deste segmento.⁵ Para tanto, foram considerados dados mensais, de janeiro de 2012 a dezembro de 2019,⁶ e optou-se por estimar modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* – ARDL (PESARAN E SHIN, 1998), que permitem: a) definir, com base em critérios estatísticos, as defasagens ótimas das variáveis explicativas; b) testar a cointegração simultânea de variáveis estacionárias em nível e em diferença, ou seja $I(0)$ e $I(1)$; c) atenuar a endogeneidade presente nos resíduos das estimações; d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras que os tradicionais Vetores Auto-Regressivos - VAR (GREENE, 2008).

³ Empresas como a General Motors (GM) e a Volkswagen possuem centros de P&D, que visam aprimorar a tecnologia disponível e promover ganhos de escala e são capazes de desenvolver veículos completos dentro do país (GOLDENSTEIN E CASOTTI, 2008).

⁴ Licenciamentos em 2014 e 2015: 3,12 milhões e 2,34 milhões, respectivamente (ANFAVEA, 2020).

⁵ As demandas (a), (b) e (c), representam 100%, 84,3 % e 81,5% do total de veículos novos consumidos internamente (TABELA 2). As demandas do grupo (d) podem variar de 15,5% (GM) a 1,1% (CAOA) do total consumido e, somadas, correspondem a 78,3% da demanda interna (GRÁFICO 1).

⁶ A partir de 2012, a ANFAVEA (2020b) passou a divulgar estatísticas desagregadas para as diferentes produtoras de automóveis associadas à mesma. Portanto, a fim de analisar o comportamento da demanda por automóveis de forma geral e por marcas específicas, este estudo restringiu-se aos anos de 2012-2019.

Os resultados indicaram que desvalorizações cambiais, reduções no IPI e aumentos no PIB, na oferta de crédito (para aquisição veicular), no risco-Brasil e na confiança do consumidor estimulam a demanda. Alternativamente, aumentos nos juros, nos preços de veículos novos e usados e no custo dos combustíveis tendem a diminuí-la. Algumas inferências, acerca das estimativas, sugerem que: a) a demanda por veículos populares seja mais sensível aos preços; b) a Ford possui clientes diferenciados; c) a autonomia dos veículos seja relevante frente às oscilações do combustível; d) as marcas com bancos/financeiras próprios sejam menos afetadas pelos juros; e) a segurança da Toyota estimule as vendas em momentos de incerteza. Ademais, o comportamento dos clientes da GM, Fiat, Toyota e Peugeot-Citroën revelou-se bastante similar, enquanto os da Volkswagen e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai mostraram-se, consideravelmente, distintos.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a seção dois contém uma apresentação da indústria automotiva brasileira, com detalhes sobre a oferta e a demanda do setor. A terceira seção contém uma revisão sobre os principais determinantes da demanda por automóveis. Logo após, na quarta seção apresenta-se a metodologia e a descrição da base de dados usada nas estimações. Os resultados, considerações finais e referências são apresentados em sequência.

2. A INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA BRASILEIRA

Com mais de 50 anos de existência, vasto mercado efetivo e potencial, uma cadeia de fornecedores bem estruturada (capaz de suprir mais de 80% da demanda das montadoras nacionais),⁷ concessionárias distribuídas em boa parte do território nacional e mão de obra de baixo custo relativo e especializada em veículos econômicos, pode-se afirmar que a indústria automotiva brasileira está consolidada (GOLDENSTEIN E CASOTTI, 2008). Segundo a ANFAVEA (2020), o Brasil conta com 26 montadoras diferentes e 67 plantas industriais, espalhadas em 10 estados, com capacidade para produzir até 5,05 milhões de veículos ao ano.

Ainda assim, Silva (2008) e Santos (2011) afirmam que o segmento automobilístico brasileiro é bastante concentrado (*i.e.*: oligopolizado) e dominado por montadoras multinacionais, com alto volume de capital, que impõem barreiras técnicas e

⁷ Apenas o setor de autopeças, com cerca de 640 unidades distribuídas em 10 estados, representa quase 5% do PIB Industrial do Brasil. (GOLDENSTEIN; CASOTTI, 2008).

de escala à entrada de novas firmas. Logo, a disputa no setor concentra-se apenas na demanda e se dá por meio do preço e da diferenciação e inovação do produto.

Segundo Souza e Rego (2016), o mercado de automóveis no Brasil cresceu acentuadamente após o plano Real, em virtude da estabilização dos preços, do aumento no crédito e da implementação de políticas setoriais, como a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados - IPI (BORGHI, 2013), iniciada em dezembro de 2008. Contudo, após décadas de crescimento, as vendas do setor iniciaram uma leve trajetória de queda entre 2012-2013 (TABELA 1).

Tabela 1. Oferta e demanda de veículos novos no Brasil entre 2012 e 2019
(em milhões de unidades produzidas e licenciadas, respectivamente)

Ano	Demanda Nacional por Veículos (licenciamentos)			Oferta Nacional de Veículos (produção)			Relação O. vs. D.
	(A) Demanda Total	(A.1) P/ veículos nacionais	(A.2) P/ veículos importados	(B) Oferta Total	(B.1) Destinada ao Brasil	(B.2) Destinada ao exterior	B/A (B.1/A.1)
2012	3,80 (100%)	3,01 (79,3%)	0,79 (20,7%)	3,40 (100%)	2,96 (87,0%)	0,44 (13,0%)	0,90 (0,98)
2013	3,77 (100%)	3,06 (81,2%)	0,71 (18,8%)	3,71 (100%)	3,15 (84,8%)	0,57 (15,2%)	0,99 (1,03)
2014	3,50 (100%)	2,88 (82,4%)	0,62 (17,6%)	3,15 (100%)	2,82 (89,4%)	0,33 (10,6%)	0,90 (0,98)
2015	2,57 (100%)	2,15 (83,9%)	0,41 (16,1%)	2,43 (100%)	2,01 (82,8%)	0,42 (17,2%)	0,95 (0,93)
2016	2,05 (100%)	1,78 (86,7%)	0,27 (13,3%)	2,18 (100%)	1,66 (76,3%)	0,52 (23,7%)	1,06 (0,93)
2017	2,24 (100%)	2,00 (89,1%)	0,24 (10,9%)	2,74 (100%)	1,97 (72,0%)	0,77 (28,0%)	1,22 (0,99)
2018	2,57 (100%)	2,26 (87,9%)	0,31 (12,1%)	2,88 (100%)	2,25 (78,2%)	0,63 (21,8%)	1,12 (1,00)
2019	2,79 (100%)	2,49 (89,3%)	0,30 (10,7%)	2,94 (100%)	2,52 (85,5%)	0,43 (14,5%)	1,06 (1,01)
Média	2,91 (100%)	2,45 (84,2%)	0,46 (15,8%)	2,93 (100%)	2,42 (82,6%)	0,51 (17,4%)	1,02 (0,98)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ANFAVEA (2020b).

Para Sonaglio e Flor (2015), esta diminuição seria maior se não fosse o IPI reduzido.⁸ Todavia, os sucessivos aumentos na taxa básica de juros (SELIC), entre 2013-2015, o retorno da alíquota total do IPI, em 2015, e a recessão econômica de 2015 prejudicaram, ainda mais, as vendas que, em sua maioria, dependiam de financiamentos bancários (APOLINÁRIO, 2015). Souza e Rego (2016) ressaltam que o resultado de 2014 interrompeu uma longa fase de expansão do setor automotivo no Brasil.

No período de 2012-2019, a demanda por veículos novos no Brasil reduziu-se de 3,8 milhões de unidades, em 2012 (pico), para 2,05 milhões, em 2016 (vale), e 2,79

⁸ Os autores sugerem que tal política teria sido responsável por até 31,07% das vendas do setor em 2012.

milhões, em 2019. Apesar disso, houve um crescimento da parcela de consumidores que opta por automóveis nacionais (79,3% em 2012 contra 89,3% em 2019). A oferta demorou um pouco mais a sofrer os efeitos da diminuição da demanda e obteve um pico de produção em 2013 (3,71 milhões de unidades). Ainda assim, a fabricação atingiu seu pior nível em 2016 (2,18 milhões de unidades), com recuperação moderada em 2019 (2,94 milhões) (TABELA 1).

A última coluna da Tabela 1 mostra que a oferta de automóveis tende a oscilar em torno da demanda e vice-versa. Este comportamento revela que as empresas do setor mantêm veículos em estoque como forma de prevenção às oscilações não previstas na demanda. Mankiw (2015, cap.17.3) afirma que os estoques aumentam e tornam-se mais onerosos quando a demanda cai, desestimulando a produção futura. Alternativamente, quando a demanda aumenta, os estoques diminuem e as empresas correm o risco de não conseguir atender seus clientes. Neste caso, a produção tenderia a aumentar.

De modo geral, a oferta total de veículos (B) manteve-se inferior à demanda total (A) entre 2012-2015 (*i.e.*: $B/A < 1$) e superior entre 2016-2019 (*i.e.*: $B/A > 1$). Portanto, as empresas valeram-se de seus estoques para concretizar parte das vendas nos 4 primeiros anos e tentaram reestabelecer um nível adequado de armazenagem nos 4 anos seguintes. Esta tentativa de equilibrar a demanda e a oferta parece ter sido mais efetiva no caso dos veículos destinados aos brasileiros, onde o desvio padrão médio de $B.1/A.1$ foi apenas 3,2%⁹ e as maiores diferenças indicaram que oferta foi somente 7% inferior à demanda ($B.1/A.1 = 0,93$), em 2015 e 2016 (TABELA 1).

Embora o estoque permita acomodar as diferenças entre a oferta e a demanda, sua manutenção é custosa (MANKIW, 2015). Deste modo, o sucesso das empresas do setor automotivo depende de análises precisas sobre a demanda, a fim de evitar o aumento dos custos de armazenagem (oferta > demanda) ou a escassez de produtos (demanda > oferta). Para tanto, é importante compreender que a demanda varia conforme o tipo de automóvel pretendido.

Neste sentido, é possível separar o consumo de veículos novos em 4 categorias distintas, cada uma delas com perfis diferentes de demanda. Conforme indicado na Tabela 2, a procura dos brasileiros por automóveis leves, para uso pessoal, representa a maior parcela da demanda nacional (81,6%), seguida pelos veículos comerciais leves (14,4%), caminhões (3,4%) e ônibus (0,6%).

⁹ No caso do índice “B/A”, o desvio padrão médio foi de 10,7%.

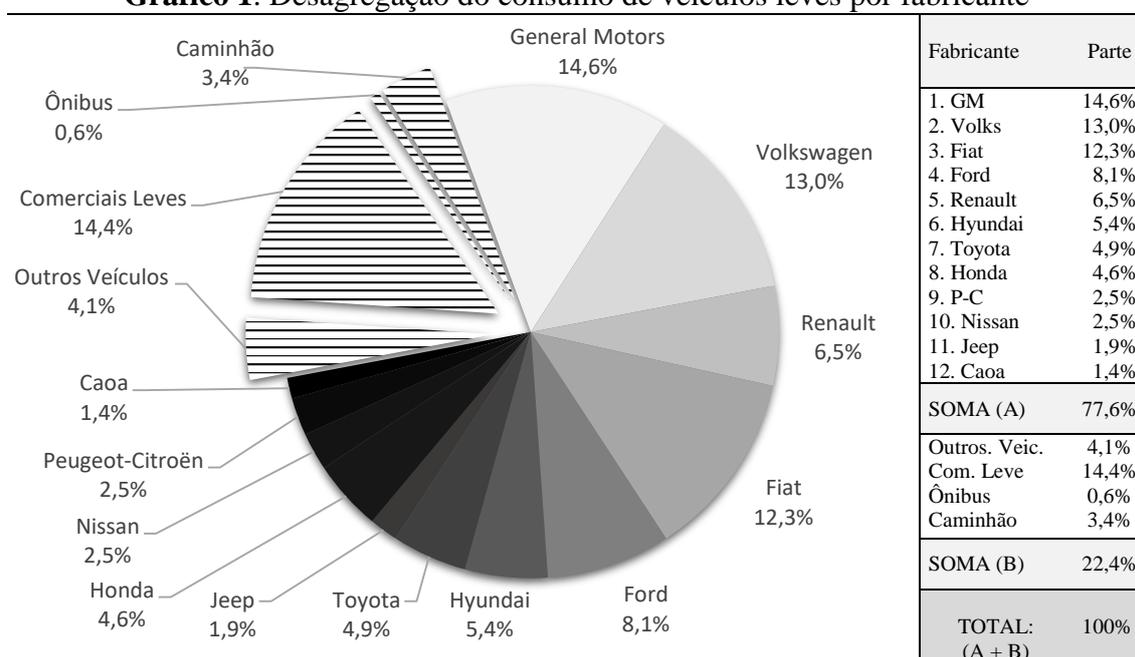
Tabela 2. Categoria de veículo novo consumido no Brasil entre 2012 e 2019

	(a) Automóvel Pessoal	(b) Comercial Leve	(c) Caminhão	(d) Ônibus	Total
Veículos nacionais	69,3%	11,1%	3,3%	0,6%	84,3%
Veículos estrangeiros	12,3%	3,3%	0,1%	0,0%	15,7%
Consumo Total	81,6%	14,4%	3,4%	0,6%	100,0%

Nota: percentuais referentes à média anual de licenciamentos entre 2012 e 2019. Portanto, 100% = 2,91 milhões de unidades ou, precisamente, 2.910.088.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ANFAVEA (2020b).

Na realidade, as vendas (*i.e.*: licenciamentos) de veículos leves, para uso pessoal, provenientes das 12 fabricantes mais procuradas pelos brasileiros, representa 77,6% de toda a demanda nacional por veículos (GRÁFICO 1). No período analisado, as 5 maiores montadoras (*i.e.*: General Motors, Volkswagen, Fiat, Ford e Renault) apresentaram comportamento semelhante, com redução das vendas a partir de 2013 ou 2014 e pior desempenho em 2016 (exceto a Fiat, onde as vendas continuaram a cair em 2017). Curiosamente, empresas como Hyundai, Toyota e Jeep conseguiram aumentar suas respectivas vendas no período mencionado (ANFAVEA, 2020b).

Gráfico 1. Desagregação do consumo de veículos leves por fabricante

Nota: percentuais referentes à média anual de licenciamentos entre 2012 e 2019. Portanto, 100% = 2,91 milhões de unidades ou, precisamente, 2.910.088.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ANFAVEA (2020b).

Dada a importância da demanda para o bom desempenho do setor automotivo e a representatividade dos veículos leves de uso pessoal (Tabela 2, coluna “a”), optou-se por analisar, de forma separada, os determinantes da demanda interna por veículos novos: a)

nacionais e estrangeiros (100% do total); b) apenas nacionais (84,3%); c) apenas veículos leves de uso pessoal (81,6%) (TABELA 2). Além disso, como as vendas de veículos leves, de uso pessoal, das 12 maiores montadoras representam quase 80% da demanda interna (GRÁFICO 1), suas respectivas demandas serão analisadas individualmente. Para tanto, é necessário compreender os principais determinantes da demanda por veículos.

3. PRINCIPAIS DETERMINANTES DA DEMANDA POR VEÍCULOS

Assim como ocorre com a maioria dos bens normais transacionados na economia, a literatura reconhece que a demanda por automóveis novos apresenta uma relação negativa com os preços destes veículos e positiva com a renda dos demandantes (SUITS, 1958; DYCKMAN, 1965; BAUMGARTEN JR., 1972; JOHNSON, 1978; MCCARTHY, 1996; DE NEGRI, 1998; ABU-EISHEH e MANNERING, 2002; IPEA, 2009). Além disso, De Negri (1998) indica que uma redução no preço dos veículos importados, *ceteris paribus*, prejudicaria as vendas nacionais.¹⁰ Já Nicolay e Jesus (2019) afirmam que a demanda por veículos novos no Brasil é influenciada, também, pelos preços dos veículos usados.

Como parte das vendas do setor automotivo é realizada a prazo e, portanto, depende de financiamentos, uma redução na oferta de crédito e/ou elevação dos juros poderia reduzir a demanda total por veículos (DE NEGRI, 1998; ABU-EISHEH e MANNERING, 2002; TOMAZZIA e MEURER, 2009; ALVARENGA *et al*, 2010 FAUTH *et al*, 2011; MUHAMMAD *et al*, 2012; WILBERT *et al*, 2014; FANTAZZINI e TOKTAMYSOVA, 2015; ISLAM *et al*, 2016; APOLINÁRIO, 2018; FERNANDES e DANTAS, 2020). Alternativamente, uma desvalorização cambial tornaria os veículos nacionais mais atrativos em relação aos estrangeiros, com possíveis impactos positivos sobre a demanda (BARBER, CLICK e DARROUGH, 1999; NAWI *et al*, 2013; KAYA *et al*, 2019; FERNANDES e DANTAS, 2020).

O estoque de veículos também se mostrou relevante para explicar a demanda (DYCKMAN, 1965; CHUANG e ZHAO, 2019). Blanchard (1983) afirma que os custos inerentes à manutenção de um vasto estoque de veículos forçariam as concessionárias a efetuar promoções que vão além da simples redução de preços (*e.g.*: facilitações de financiamento, garantias estendidas, revisões e emplacements gratuitos, entre outros).

¹⁰ “se o preço internacional dos carros e/ou a alíquota do Imposto de Importação aumentarem 1%, a demanda de carros produzidos domesticamente aumenta 0,2%” (DE NEGRI, 1998, p.19).

Na tentativa de captar os aspectos psicológicos associados à demanda por veículos (*i.e.*: otimismo *vs* pessimismo), Hymans, Ackley e Juster (1970) e Kaya *et al* (2019) consideraram o Índice de Confiança do Consumidor (ICC)¹¹ em suas análises e concluíram que o ICC é capaz de explicar parte das vendas deste setor.¹² Além disso, estudos sugerem que as incertezas oriundas do mercado internacional e da inflação elevada também inibiriam a demanda por automóveis (MUHAMMAD *et al*, 2012; CHIFURIRA *et al*, 2014; FANTAZZINI e TOKTAMYSOVA, 2015; ISLAM *et al*, 2016; FERNANDES e DANTAS, 2020)

Blomqvist e Haessel (1978), Levinsohn (1988), Barber, Click e Darrough (1999), Fantazzini e Toktamysova (2015) e Kaya *et al* (2019) argumentam que uma elevação no preço dos combustíveis aumentaria o custo de utilização dos automóveis, desencorajando sua aquisição e empurrando parte dos consumidores para outros meios de transporte (*e.g.*: trens, metrô, ônibus, taxis, entre outros).¹³

Como o imposto sobre produtos industrializados (IPI) incide sobre a produção de automóveis, tornando-a mais custosa, é possível que uma diminuição do IPI estimule as vendas do setor (IPEA, 2009). Tal tese foi corroborada pelos resultados de Alvarenga *et al* (2010) e Apolinário (2018). Wilbert *et al* (2014), em contrapartida, não encontrou significância estatística entre o IPI e as vendas de automóveis.

De modo geral, os trabalhos apresentados nesta seção permitem inferir que a demanda doméstica por veículos novos (*DV*) depende das seguintes variáveis:

$$DV = f(Y, PVB, PVE, PVU, INF, GAS, ETA, TJ, TC, CC, ICC, EST, D.IPI, RB) \quad (1)$$

Onde: *Y* - renda doméstica; *PVB* - preço médio dos veículos no Brasil; *PVE* - preço médio dos veículos no exterior; *PVU* - preço médio dos veículos usados; *INF* - inflação; *GAS* e *ETA* - preço médio da gasolina e do etanol, respectivamente; *TJ* - taxa básica de juros; *TC* - taxa de câmbio; *CC* - oferta de crédito ao consumidor; *ICC* - índice de confiança do consumidor; *EST* - total de veículos em estoque; *D. IPI* - *dummy* referente aos períodos de IPI reduzido; *RB* - risco Brasil.

¹¹ Esse índice avalia a percepção do consumidor quanto à sua situação econômica e pode auxiliar no entendimento do processo de decisão de compra.

¹² “The variables that explain the number of units sold are a very different set. The level of real income doesn’t work. Income changes, unemployment rates, and the psychologically sensitive factors like the consumer sentiment index and expectations explain unit sales.” (HYMANS, ACKLEY e JUSTER, 1970, p. 203).

¹³ Como mais de 90% dos veículos leves no Brasil usam gasolina ou etanol (percentual médio entre 2012-2019), o preço destes dois combustíveis foi considerado (ANFAVEA, 2020b).

Como a proposta desta pesquisa consiste em estimar os impactos destas variáveis (Equação 1) sobre a demanda de veículos nacionais e importados (DV^{n+i}), nacionais (DV^n), leves de uso pessoal (DVL^{n+i}) e leves de uso pessoal por montadora específica ($DVL_{m=1,\dots,12}^{n+i}$), é natural que os sinais estimados variem entre os modelos. Por exemplo, uma elevação no preço dos combustíveis poderia tanto desestimular a venda de veículos menos econômicos quanto impulsionar a demanda por aqueles com maior autonomia.

4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Nos trabalhos empíricos sobre a demanda por veículos, com base em técnicas econométricas aplicadas às séries de tempo, nota-se a prevalência de modelos de regressão simples, via Mínimos Quadrados Ordinários – MQO (DE NEGRI, 1998; WILBERT *et al*, 2014; ISLAM *et al*, 2016; APOLINÁRIO, 2018), vetores auto-regressivos – VAR (FANTAZZINI e TOKTAMYSOVA, 2015; BARBER, CLICK e DARROUGH, 1999), vetor(es) de correção de erros – VEC (ALVARENGA *et al*, 2010; NAWI *et al*, 2013; CHIFURIRA *et al*, 2014; FANTAZZINI e TOKTAMYSOVA, 2015; FERNANDES e DANTAS, 2020), modelos auto-regressivos integrados de média móvel – ARIMA (KAYA *et al*, 2019) e modelos regressivos de defasagens distribuídas – ARDL (NICOLAY e JESUS, 2019).¹⁴

Nesta pesquisa, optou-se pelo ARDL, proposto por Pesaran e Shin (1998), pela sua capacidade de: a) admitir a possibilidade de cointegração entre variáveis I(0) (estacionárias) e/ou I(1) (estacionárias na primeira diferença);¹⁵ b) estimar impactos de curto e longo prazos (quando há cointegração); c) controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos;¹⁶ d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos via procedimento de cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (GREENE, 2008; NKORO e UKO, 2016; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016).

Uma vez que a abordagem ARDL admite a cointegração apenas entre variáveis I(0) e I(1),¹⁷ deve-se verificar a ordem de integração das mesmas. Como Elliot,

¹⁴ Siglas baseadas nos respectivos nomes: *vector autoregression* – VAR, *vector error correction* – VEC, *auto-regressive integrated moving average* – ARIMA e *auto-regressive distributed lag* – ARDL.

¹⁵ O método de cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só permite integração se as variáveis possuírem a mesma ordem.

¹⁶ “*Since each of the underlying variables stands as a single equation, endogeneity is less of a problem in the ARDL technique because it is free of residual correlation (i.e. all variables are assumed endogenous). Also, it enable us analyze the reference model.*” (NKORO e UKO, 2016, p.78-79).

¹⁷ O procedimento não é adequado para variáveis integradas de 2ª ordem, I(2) (NKORO e UKO, 2016).

Rothemberg e Stock (1996) afirmam que os testes de Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS) e Ng-Perron (NP) são preferíveis aos Dickey-Fuller aumentado (DFA) e Philips-Perron (PP),¹⁸ optou-se pelo DF-GLS, que adota a hipótese nula (H_0) de que a série tem raiz unitária (*i.e.*: não é estacionária).

Se as séries forem $I(0)$ ou $I(1)$, diversas regressões são efetuadas via MQO (Equação 2), definindo-se as defasagens ótimas das variáveis explicativas conforme os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQC) ou o próprio R^2 ajustado (menos usual).¹⁹ Feito isto, deve-se assegurar que os resíduos da regressão selecionada são normais, homocedásticos e sem auto-correlação serial – ACS (GREENE, 2008).²⁰ Havendo heterocedasticidade, recomenda-se o uso da matriz robusta de White (1980). Se os resíduos apresentarem ACS ou ambos os efeitos combinados, sugere-se o uso da matriz proposta por Newey e West (1987), conhecida como HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*). Por fim, a não normalidade pode ser solucionada por meio do mapeamento e controle dos resíduos discrepantes (via inclusão de *dummies*), conforme sugerido por Maranduba Jr. e Almeida (2009, p.595) e Firme e Simão Filho (2014, p.697).

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + u_t \quad (2)$$

A Equação 2, para um modelo ARDL típico, revela que a variável dependente (y_t) é explicada por suas próprias defasagens (y_{t-i} , com $i = 1, \dots, p$) e por k variáveis explicativas (matriz X), que podem ser defasadas ou não ($X_{j,t-i}$, sendo $i = 0, \dots, q_j$ defasagens, com $j = 1, \dots, k$ variáveis). Os termos α e u_t representam a constante e o termo de erro, respectivamente. γ_i e $\beta_{j,i}$ são coeficientes de impacto que acompanham as defasagens da variável dependente (y_{t-i}) e as demais variáveis explicativas ($X_{j,t-i}$), respectivamente. Geralmente, usa-se a notação ARDL (p, q_1, \dots, q_k), onde p, q_1 e q_k revelam as defasagens máximas da variável dependente (y) e de cada variável explicativa ($X_{j=1 \dots k}$), respectivamente (GREENE, 2008).

¹⁸ Os autores afirmam que os testes DF-GLS e NP: a) são menos suscetíveis ao tamanho da amostra; b) produzem estimativas mais eficientes e consistentes, principalmente quando há termos determinísticos na regressão auxiliar; c) não requerem hipóteses restritivas sobre a distribuição do termo de erro.

¹⁹ Nesta pesquisa, optou-se pelo critério SC, que tende a indicar modelos mais parcimoniosos quando comparado ao AIC, HQ e R^2 ajustado.

²⁰ A hipótese nula (H_0) de homocedasticidade foi verificada via teste BPG, de Breusch-Pagan (1979) e Godfrey (1978a). Já a ausência de auto-correlação serial – ACS (H_0), baseou-se no teste BG de Breusch (1979) e Godfrey (1978b) que, ao contrário da estatística de Durbin-Watson (válida apenas para a primeira ordem), permite analisar a ACS de ordens superiores (na presente pesquisa, considerou-se o limite de 6 defasagens para este teste). Por fim, usou-se o teste de Jarque-Bera (1980) para averiguar se os resíduos têm distribuição normal (H_0). Todos os testes citados estão disponíveis no *software* EVIEWS 9.

Como o modelo ARDL (Equação 2) capta a relação intertemporal entre a variável dependente e as explicativas, é possível mensurar o impacto de curto e de longo prazo associado a cada variável explicativa. Para tanto, é necessário que os resíduos da Equação 2 sejam bem-comportados e o modelo estimado seja cointegrado (ou seja, que exista uma relação de longo prazo entre as variáveis) (GREENE, 2008).

No que se refere à cointegração, Pesaran, Shin e Smith - PSS (2001) desenvolveram um teste de fronteira, baseado na estatística F, onde os valores críticos superiores e inferiores permitem verificar a hipótese de cointegração entre as variáveis I(0) e I(1).²¹ Assim, se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior, assume-se que há cointegração (rejeita-se a hipótese nula, H_0), caso contrário, se a estatística F for menor que o valor crítico inferior, não há cointegração (não se rejeita H_0). Por fim, se a estatística estiver no intervalo entre o valor crítico inferior e superior, o teste é inconclusivo.

Formalmente, o teste PSS (2001) consiste em estimar a equação 3, com variáveis em nível e diferença (Δ), e verificar a hipótese nula, $H_0: \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$ (i.e.: ausência de cointegração) (GREENE, 2008):

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1}' \delta_j + \epsilon_t \quad (3)$$

Onde: ρ e δ_j são coeficientes que medem o impacto de longo prazo associado à variável dependente defasada (y_{t-1}) e às variáveis explicativas defasadas ($X_{j,t-1}$), ambas em nível. Logo, se $\rho = \delta_j = 0$, não haverá relação de longo prazo (não existe cointegração).

Se a hipótese nula for rejeitada (i.e.: existe cointegração), os resultados obtidos via ARDL (Equação 2) podem ser usados no cálculo dos coeficientes de longo prazo associados às j variáveis explicativas (θ_j). Para tanto, basta efetuar o seguinte cálculo (GREENE, 2008):

$$\theta_j = (\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}) / (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i) \quad (4)$$

Logo, o impacto de longo prazo de uma variável j qualquer (θ_j) é o somatório dos impactos intertemporais da própria variável j ($\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}$) ponderado pelo efeito

²¹ “The ARDL cointegration technique is used in determining the long run relationship between series with different order of integration (Pesaran and Shin, 1999, and Pesaran et al. 2001). The reparameterized result gives the short-run dynamics and long run relationship of the considered variables.” (NKORO e UKO, 2016, p.68)

multiplicador das defasagens da variável dependente $(1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i)$, ambos estimados na Equação 2.

Por fim, ao tomar as variáveis da Equação 2 em diferenças (Δ) e filtrar os efeitos de longo prazo (usando os θ_j obtidos na Equação 4), por meio da inclusão de um Vetor de Correção de Erros (VCE), é possível medir não apenas os efeitos de curto prazo das variáveis explicativas ($\beta_{j,i}^*$) e das defasagens da variável dependente (γ_i^*), mas também a velocidade de ajustamento do modelo (ϕ), que, por sua vez, permite averiguar o tempo médio necessário para que a variável dependente (y_t) convirja para o seu equilíbrio de longo prazo após um choque exógeno qualquer, ocorrido no curto prazo (GREENE, 2008). Formalmente:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \phi VCE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Onde: } VCE_t = y_t - \alpha - \sum_{j=0}^k X_{j,t}' \theta_j; \quad \gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m; \quad \beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m}.$$

O modelo ARDL, exposto nesta seção, foi utilizado para avaliar o impacto das variáveis apresentadas na Equação 1 sobre a demanda por automóveis no Brasil (DV) entre janeiro de 2012 e dezembro de 2019. Para tanto, estimou-se a Equação 2, considerando $y_t = DV_t$ e X_j como a matriz que contém as $j = 1, \dots, 15$ variáveis explicativas (*i.e.*: constante mais as 14 variáveis expostas na Equação 1). No que se refere às defasagens das variáveis explicativas (i), adotou-se $i = 1, \dots, 4$.²²

4.1. BASE DE DADOS

A fim de determinar a demanda por veículos (DV), considerou-se as seguintes variáveis (Equação 1), com frequência mensal de janeiro de 2012 a dezembro de 2019, restringindo-se a este período em razão da disponibilidade de dados desagregados para montadoras específicas a partir de 2012.²³

- DV – termo genérico para designar a demanda por automóveis (variável dependente). Nesta pesquisa, considerou-se a demanda por veículos nacionais e importados (DV^{n+i}), nacionais (DV^n), leves de uso pessoal (DVL^{n+i}) e leves de uso pessoal para cada uma das 12 principais montadoras do Brasil, em termos de vendas

²² O limite de defasagens foi estipulado com base no grau de liberdade das estimações.

²³ Com exceção das *dummies*, das variáveis expressas em valores percentuais (Quadro 1) e das vendas de veículos da Honda ($DVL_{m=Honda}^{n+i}$), que apresentaram problemas no teste de raiz unitária, todas as demais variáveis foram tomadas em logaritmo natural a fim de garantir que os coeficientes estimados reflitam as elasticidades entre as variáveis explicativas e a dependente (WOOLDRIDGE, 2010, p.44).

$(DVL_{m=1,\dots,12}^{n+i})$.²⁴ A demanda por veículos (ANFAVEA, 2020b) foi dividida pela população brasileira, estimada pela pesquisa nacional por amostra de domicílios contínua – IBGE/PNAD e disponível no IPEADATA (2020).²⁵ O valor resultante foi multiplicada por 1 milhão. Como resultado, tem-se a demanda veicular mensal para cada milhão de habitantes.

- *Y* - renda doméstica. Considerou-se a PIB mensal, calculado pelo Banco Central (BACEN/Boletim/Ativ.Ec.). Os valores, em milhões de R\$ a preços correntes, foram deflacionados pelo IPCA, calculado pelo Sistema Nacional de Índices de Preços – IBGE/SNIPC e transformados em valores constantes de dezembro de 2018. Tanto o PIB quanto o IPCA estão disponíveis no IPEADATA (2020).
- *PVB* - preço médio dos veículos no Brasil. Neste caso, usou-se o índice de preços ao produtor – IPP (dez/2018 = 100), referente à fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE/IPP e disponibilizado pelo IPEADATA (2020).
- *PVE* - preço médio dos veículos no exterior. Foi utilizado o índice que mede o preço médio dos veículos automotores, reboques e carrocerias importados pelo Brasil (dez/2018 = 100). Este indicador é calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) e encontra-se no IPEADATA (2020).
- *PVU* – preço dos veículos usados. Usou-se a variação mensal (%) no preço de veículos usados, baseada no IPCA e calculada pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA/IBGE (2020).
- *INF* – taxa de inflação. Calculada com base no IPCA do IBGE/SNIPC (IPEADATA, 2020), mede a variação do nível geral de preços no Brasil.
- *GAS* e *ETA* – o preço médio da gasolina e do etanol, ao consumidor brasileiro, é disponibilizado pela Agência Nacional do Petróleo – ANP (2020). Os preços foram transformados em valores de dezembro de 2018 com base no IPCA (IPEADATA, 2020). Alternativamente, testou-se a variável “combustível” (*COMB*), que nada mais é que a média dos preços da gasolina e do etanol.
- *TJ* - taxa básica de juros interna. Considerou-se a taxa SELIC/*Overnight* (nominal) e sua versão transformada em valores reais com base no Índice de Preços ao Consumidor

²⁴ Apresentadas no Gráfico 1.

²⁵ Os valores de janeiro e fevereiro de 2012 (denominados MI_t) não foram catalogados pela PNAD contínua e, portanto, precisaram ser deduzidos com base no crescimento populacional dos meses subsequentes. Formalmente: $MI_t = MI_{t+1} * \{1 - [(MI_{t+2} - MI_{t+1})/MI_{t+1}]\}$.

Amplio – IPCA, denominada (*TJR*).²⁶ Estes dados são provenientes dos boletins do Banco Central do Brasil (BACEN), seção “mercado financeiro e de capitais” e foram compilados pelo IPEADATA (2020).

- *TC* - taxa de câmbio (índice: dez/2018 = 100). Usou-se a taxa de câmbio efetiva real do IPEA, para veículos automotores, reboques e carrocerias (IPEADATA, 2020). Trata-se de uma média ponderada das taxas de câmbio bilaterais reais dos 23 principais parceiros comerciais do Brasil.²⁷ A taxa de câmbio real bilateral (*e*) depende do câmbio nominal (*E*), em R\$/unidade de moeda estrangeira, e da relação entre o índice de preços (*P*) dos veículos, reboques, carrocerias e autopeças no Brasil (IPA-OG-DI) e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país parceiro. Formalmente: $e = (E * P^*)/P$. A variação da taxa de câmbio real (*VTc*), em relação ao mês anterior, também foi testada.
- *CC* - oferta de crédito. Usou-se a concessão de crédito com recursos livres para a aquisição de veículos por pessoas físicas (em milhões de R\$), disponibilizado pelo Departamento Econômico do Banco Central do Brasil – DEPEC/BCB (DADOS ABERTOS, 2020) e deflacionado pelo IPCA (dez/2018 = 100) (IPEADATA, 2020).
- *ICC* - índice de confiança do consumidor. Usou-se o ICC da FECOMERCIO/SP (dez/2018 = 100), que mede o grau de confiança da população na situação geral do país e nas condições presentes e futuras de sua própria família (IPEADATA, 2020). A variação da confiança do consumidor (*VCC*), em relação ao mês anterior, também foi testada.
- *EST* - total de veículos leves, de uso pessoal, em estoque. Para construir esta variável, o último estoque total de veículos nas concessionárias (referente a dezembro de 2010), disponibilizado pela Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores FENABRAVE (IPEADATA, 2020), foi atualizado até dezembro de 2019 com base na diferença entre a oferta líquida de veículos leves (produção menos exportações) e a demanda interna (licenciamentos nacionais) do ANFAVEA (2020b).
- *D.IPI* – incluiu-se uma *dummy* referente aos períodos de IPI reduzido (*i.e.*: Mai/2012 a Dez/2014), com valores unitários para os meses onde houve redução e zero para os demais. Maiores detalhes em Wilbert *et al* (2014, p 111) e na página do Ministério da Economia – ME (2020).

²⁶ Formalmente: $Taxa\ de\ juros\ real = (1 + taxa\ de\ juros\ nominal)/(1 + taxa\ de\ inflação)$.

²⁷ As ponderações variam a cada ano e dependem das participações, de cada parceiro, no total de veículos automotores, reboques e carrocerias exportados pelo Brasil nos 2 anos anteriores.

- *RB* – com a finalidade de captar o efeito do risco associado ao Brasil, incluiu-se o *Emerging Markets Bond Index Plus do Brasil* (EMBI+Br), calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase (IPEADATA, 2019). Este índice contém o preço e a remuneração dos principais títulos da dívida externa brasileira e mede o risco a que os estrangeiros estão sujeitos ao investirem no país.

Como é possível que algumas políticas levem mais de 4 meses (defasagem máxima considerada nesta pesquisa) para impactar a demanda por veículos (*DV*),²⁸ optou-se por testar os valores acumulados, nos últimos 12 meses, da taxa de juros (*TJ*₁₂ e *TJR*₁₂), do câmbio (*TC*₁₂), do índice de confiança do consumidor (*ICC*₁₂) e das variações acumuladas destas duas últimas (*VTC*₁₂ e *VCC*₁₂). Além disso, considerou-se a oferta média de crédito dos últimos 9 meses (*CC*₉)²⁹ e a média de veículos em estoque dos últimos 12 meses (*EST*₁₂). As demais variáveis explicativas (*i.e.*: *Y*₁₂, *PVB*₁₂, *PVE*₁₂, *GAS*₁₂, *ETA*₁₂, *COMB*₁₂ e *RB*₁₂)³⁰ também foram testadas e preteridas em relação às suas versões não acumuladas (ver seção 5). Como a série de preços dos veículos usados (*PVU*) iniciou-se em janeiro/2012, não foi possível testar os valores acumulados associados à esta variável.

O Quadro 1 contém as estatísticas descritivas dos dados usados nesta pesquisa. Nota-se que a demanda mensal brasileira por veículos nacionais e importados (*DV*^{*n+i*}) foi de, aproximadamente, 242,51 mil unidades entre 2012-2019.³¹ Quase metade desta demanda ficou concentrada em automóveis leves, produzidos pela GM (14,6%), Volkswagen (13%), Fiat (12,3%) e Ford (8,1%).

Quanto às variáveis explicativas, tem-se que o PIB mensal brasileiro (*Y*) foi de R\$ 587,64 bilhões e cresceu pouco mais de 0,18% ao mês entre Jan/2012 e Dez/2019. Já a taxa de juros (*TJ*) oscilou entre 0,77% ao mês (10,06% a.a.), com um pico em Ago/2016 (1,22% a.m.) e acentuada redução após este período (vale em Dez/2019). A inflação (*INF*) aumentou, cerca de, 0,39% a.m. (4,75% a.a.), impulsionando os preços dos veículos nacionais, que cresceram ao longo da amostra e tiveram um pico em Dez/2019 (*PVB* = 104,50). Embora o câmbio tenha se desvalorizado (*VTC*) em 0,47% ao mês (6,54% a.a.), os automóveis estrangeiros (*PVE*) tornaram-se 4,88% mais baratos para os

²⁸ Maiores detalhes sobre estes efeitos defasados das políticas na economia em “*Os Hiatos entre a Implementação das Políticas Econômicas e os Efeitos das Políticas*”, de Mankiw (2015, Cap. 18.1).

²⁹ Como esta variável tornou-se disponível apenas em março de 2011, não foi possível calcular o valor médio acumulado nos últimos 12 meses.

³⁰ Com exceção de *PVB*₁₂, que gerou modelos com piores critérios AIC e SC, todas as demais variáveis preteridas apresentaram ordem de integração igual ou superior a 2 e, portanto, foram descartadas.

³¹ Assumindo mais casas decimais, a demanda anual seria $242,5073 * 12 = 2.910,0878$ (rever Gráfico 1).

brasileiros neste período (os preços dos veículos usados, *PVU*, também reduziram em torno de 0,25% a.m.). Internamente, houve otimismo (*ICC*) até meados de 2013. Contudo, a crise brasileira de 2014 gerou incerteza (com o risco-brasil, *RB*, atingindo 523 pontos, em Dez/2015) e reduziu a confiança do consumidor ao seu pior nível em Jul/2015 (*ICC* = 66,16). Ademais, o crédito para compra de veículos (*CC*), que se mantinha elevado entre 2012-2013 (com pico de R\$ 9,12 bilhões em Ago/2012), diminuiu drasticamente com a crise. Embora tenha havido recuperação, estes índices (*CC* e *ICC*) jamais retornaram aos seus valores iniciais. As empresas do setor mantiveram estoques elevados de veículos até o final de 2015. Após este período, houve uma contínua redução e o setor atingiu o menor nível de estoques em Jan/2019 (20,83 mil unidades) (QUADRO 1).

Quadro 1. Análise Descritiva das Variáveis

Variáveis Dependentes						Variáveis Explicativas Acumuladas					
SIGLA	Unid.	Média	Min.	Máx.	D.P.	SIGLA	Unid.	Média	Min.	Máx.	D.P.
DV^{n+i}	Milhar	242,51	135,67	420,08	60,79	Y_{12}	Bilhão R\$	585,63	559,46	614,70	15,17
DV^n	Milhar	204,46	121,30	340,91	45,53	PVB_{12}	Índice	84,57	72,11	102,33	9,31
DVL^{n+i}	Milhar	197,74	112,36	352,01	48,86	PVE_{12}	Índice	101,73	96,76	106,50	3,01
$DVL_{m=GM}^{n+i}$	Milhar	35,34	20,05	65,00	9,08	INF_{12}	$\Delta\%$ a.a.	4,75	2,30	8,97	1,76
$DVL_{m=Volks}^{n+i}$	Milhar	31,44	8,83	77,13	13,83	GAS_{12}	R\$	4,04	3,83	4,47	0,18
$DVL_{m=Fiat}^{n+i}$	Milhar	29,87	9,55	82,30	17,27	ETA_{12}	R\$	2,81	2,55	3,08	0,13
$DVL_{m=Ford}^{n+i}$	Milhar	19,59	10,77	33,67	5,13	$COMB_{12}$	R\$	3,43	3,22	3,70	0,14
$DVL_{m=Reumault}^{n+i}$	Milhar	15,84	7,22	27,91	4,16	TJ_{12}	% a.a.	10,06	6,07	14,16	2,63
$DVL_{m=Hyundai}^{n+i}$	Milhar	14,38	3,31	20,28	2,49	TJR_{12}	% a.a.	5,08	1,36	9,83	2,12
$DVL_{m=Toyota}^{n+i}$	Milhar	11,89	4,32	17,66	2,95	TC_{12}	Índice	88,31	64,65	106,33	11,02
$DVL_{m=Honda}^{n+i}$	Milhar	11,25	6,07	17,09	1,84	VTC_{12}	$\Delta\%$ a.a.	6,54	-25,00	38,10	12,80
$DVL_{m=P-C}^{n+i}$	Milhar	6,01	2,69	16,07	3,12	CC_9	Bilhão R\$	9,22	6,27	13,02	1,74
$DVL_{m=Nissan}^{n+i}$	Milhar	6,01	2,92	11,73	1,78	ICC_{12}	Índice	95,45	69,05	126,74	18,55
$DVL_{m=Jeep}^{n+i}$	Milhar	4,54	0,10	12,43	4,06	VCC_{12}	$\Delta\%$ a.a.	-2,35	-28,08	28,93	14,03
$DVL_{m=CAOA}^{n+i}$	Milhar	3,31	0,98	7,92	1,60	EST_{12}	Milhar	186,66	46,20	318,28	106,22
						RB_{12}	Índice	266,03	174,17	420,67	66,35
Variáveis Explicativas						Variável Auxiliar					
Y	Bilhão R\$	587,64	544,71	633,07	22,29	POP^{BR}	Milhão	203,51	196,79	210,08	3,89
PVB	Índice	86,67	73,26	104,50	9,88	Glossário: Unid. = Unidade de Medida, Mín. = mínimo, Máx. = máximo, D.P. = Desvio Padrão. Notas: a) Com exceção das variáveis em percentual (%), todas foram tomadas em logaritmo (Ln) nos testes e estimações subsequentes. b) No caso das variáveis dependentes (DV), usou-se: $Ln \left[\left(\frac{DV_{milhar}}{POP_{milhão}} \right) * 1000 \right]$. c) No caso da Hyundai (e apenas neste), como as vendas iniciaram-se em outubro/2012, optou-se por considerar as informações a partir de janeiro/2013 nos testes e estimações envolvendo esta variável.					
PVE	Índice	101,65	93,18	107,35	3,48						
PVU	$\Delta\%$ a.m.	-0,25	-4,20	1,78	0,90						
INF	$\Delta\%$ a.m.	0,39	-0,22	1,23	0,28						
GAS	R\$	4,05	3,74	4,71	0,22						
ETA	R\$	2,79	2,42	3,17	0,17						
$COMB$	R\$	3,42	3,12	3,82	0,17						
TJ	% a.m.	0,77	0,37	1,22	0,23						
TJR	% a.m.	0,38	-0,81	1,03	0,32						
TC	Índice	90,72	66,22	115,40	10,71						
VTC	$\Delta\%$ a.m.	0,47	-9,31	9,69	2,98						
CC	Bilhão R\$	9,12	5,78	13,73	1,83						
ICC	Índice	93,39	66,16	133,16	18,27						
VCC	$\Delta\%$ a.m.	-0,18	-9,94	11,62	4,49						
EST	Milhar	173,26	20,83	351,22	108,65						
$D.IPI$	Binária	0,33	0,00	1,00	0,47						
RB	Índice	268,24	142	523	75,65						

Fonte: Elaboração própria com base nos dados coletados.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os testes de raiz unitária mostram que algumas das variáveis consideradas possuem ordem de integração maior que 1 (hachuradas) e, portanto, seriam inadequadas ao método ARDL (TABELA 3).³²

Tabela 3. Teste de Raiz Unitária - Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS)

Variável	Teste Nível: I(0)	Teste em Diferença: I(1)	Variável	Teste Nível: I(0)	Teste em Diferença: I(1)
Variáveis Dependentes			<i>TJ</i>	-1,054	-1,065
$\text{Ln}(DV^{n+i})$	-1,696	-10,278***	<i>TJR</i>	-4,027***	-10,298***
$\text{Ln}(DV^n)$	-1,795	-10,168***	$\text{Ln}(TC)$	-2,029	-7,129***
$\text{Ln}(DVL^{n+i})$	-1,870	-10,346***	<i>VTC</i>	-7,042***	-12,750***
$\text{Ln}(DVL_{m=GM}^{n+i})$	-3,510**	-1,980	$\text{Ln}(CC)$	-1,059	-1,932
$\text{Ln}(DVL_{m=Volks}^{n+i})$	-2,100	-9,455***	$\text{Ln}(ICC)$	-1,083	-3,954***
$\text{Ln}(DVL_{m=Fiat}^{n+i})$	-1,562	-9,705***	<i>VCC</i>	-9,302***	-13,888***
$\text{Ln}(DVL_{m=Ford}^{n+i})$	-4,052***	10,081***	$\text{Ln}(EST)$	-2,532	1,348
$\text{Ln}(DVL_{m=Reunault}^{n+i})$	-2,219	-11,680***	$\text{Ln}(D.IPI)$	-1,691	-9,689***
$\text{Ln}(DVL_{m=Hyundai}^{n+i})$	-4,741***	-1,084	$\text{Ln}(RB)$	-1,901	-3,736***
$\text{Ln}(DVL_{m=Toyota}^{n+i})$	-1,716	-10,018***	$\text{Ln}(Y_{12})$	-2,138	-1,575
$\text{Ln}(DVL_{m=Honda}^{n+i})$	-2,388	-2,097	$\text{Ln}(PVB_{12})$	-2,382	-2,229
$\text{Ln}(DVL_{m=P-C}^{n+i})$	-2,351	-9,126***	$\text{Ln}(PVE_{12})$	-2,831*	-1,192
$\text{Ln}(DVL_{m=Nissan}^{n+i})$	-2,799*	-10,414***	<i>INF₁₂</i>	-1,575	-5,748***
$\text{Ln}(DVL_{m=Jeep}^{n+i})$	-1,629	-8,674***	$\text{Ln}(GAS_{12})$	-2,574	-2,121***
$\text{Ln}(DVL_{m=CAOA}^{n+i})$	-2,556	-9,584***	$\text{Ln}(ETA_{12})$	-2,551	-2,276
$DVL_{m=Honda}^{n+i}$	2,769*	-8,692***	$\text{Ln}(COMB_{12})$	-2,307	-2,269
Variáveis Explicativas			<i>TJ₁₂</i>	-1,904	-3,584**
$\text{Ln}(Y)$	-0,839	-2,906*	<i>TJR₁₂</i>	-2,424	-2,824*
$\text{Ln}(PVB)$	-1,527	-8,473***	$\text{Ln}(TC_{12})$	-2,925*	-2,584
$\text{Ln}(PVE)$	-2,861*	-9,977***	<i>VTC₁₂</i>	-2,664	-6,934***
<i>PVU</i>	-4,411***	-14,911***	$\text{Ln}(CC_9)$	-0,528	-5,513***
<i>INF</i>	-4,704***	-10,142***	$\text{Ln}(ICC_{12})$	-2,247	-1,743
$\text{Ln}(GAS)$	-2,454	-7,514***	<i>VCC₁₂</i>	-1,863	-10,025***
$\text{Ln}(ETA)$	-3,578**	-6,082***	$\text{Ln}(EST_{12})$	-2,730#	-1,763
$\text{Ln}(COMB)$	-3,049*	-6,635***	$\text{Ln}(RB_{12})$	-2,347	-2,392

Notas: a) todos os testes incluem constante e tendência. b) ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente. c) Hipótese nula (H_0): há raiz unitária (*i.e.*: não é estacionária); d) células hachuradas indicam variáveis com ordem de integração maior que 1 (inadequadas ao ARDL); e) o termo “Ln” indica que a variável foi logaritmizada.

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos resultados do *software* EVIEWS 9.

No caso da demanda por veículos leves da Honda ($DVL_{m=Honda}^{n+i}$), verificou-se que não seria possível tomá-la em logaritmo (Ln), como foi feito com as demais variáveis dependentes.³³ Como o preço acumulado (últimos 12 meses) dos veículos brasileiros (PVB_{12}) mostrou-se impróprio, esta variável foi descartada, juntamente com PVE_{12} (a

³² “ARDL cointegration technique is preferable when dealing with variables that are integrated of different order, I(0), I(1) or combination of the both... However, this technique will crash in the presence of integrated stochastic trend of I(2)” (NKORO e UKO, 2016, p.64).

³³ Portanto, sugere-se cautela ao analisar os coeficientes associados à esta variável. Diferentemente do modelo Log-Log, onde o impacto de x (explicativa) sobre y (dependente) é igual a $\% \Delta y = \beta \% \Delta x$, o impacto no modelo Nível-Log é: $\Delta y = (\beta/100) \% \Delta x$ (WOOLDRIDGE, 2010, p. 44).

fim de garantir a comparabilidade entre ambas as variáveis). Deste modo, considerou-se os preços correntes dos veículos nacionais (PVB) e estrangeiros (PVE). Os preços acumulados do etanol (ETA_{12}) e do combustível ($COMB_{12}$) também se mostraram inadequados e, assim, prosseguiu-se apenas com a variável $COMB$ (média entre etanol e gasolina).³⁴ Como as médias móveis (últimos 12 meses) do PIB (Y_{12}) e do Risco-Brasil (RB_{12}) mostraram-se inadequadas, assim como o nível de estoques (EST) e a taxa de juros (TJ), estas variáveis foram preteridas em relação Y , RB , EST_{12} e TJ_{12} , respectivamente (TABELA 3).

Embora fosse possível trabalhar com o câmbio (TC), sua versão acumulada (TC_{12}) e suas respectivas variações (VTC e VTC_{12}), os critérios AIC e SC das estimações para a demanda brasileira total de veículos (DV^{n+i}) indicam que VTC_{12} é a mais indicada. O mesmo critério foi usado na inclusão da variação da confiança do consumidor, acumulada em 12 meses - VCC_{12} (em detrimento de ICC e VCC , descartadas) e na exclusão da inflação (INF e INF_{12}). Formalmente, os modelos estimados contaram com as seguintes variáveis:

$$DV = f(Y, PVB, PVE, PVU, COMB, TJ_{12}, VTC_{12}, CC_9, VCC_{12}, EST_{12}, D, IPI, RB) \quad (6)$$

Após atender o critério de estacionariedade (TABELA 3), foram estimados modelos ARDL (TABELA 4), considerando as variáveis da Equação 6, para explicar a demanda brasileira por veículos nacionais e importados - DV^{n+i} (Modelo A), nacionais - DV^n (Modelo B), leves de uso pessoal - DVL^{n+i} (Modelos C) e leves, de uso pessoal, oriundos de marcas específicas (Modelos D a O).

Os resultados do Modelo A (TABELA 4), selecionado dentre 50.331.648 estimações, via critério Schwarz (SC), indicam que a especificação possui boa capacidade explicativa (R^2 ajustado = 0,964), resíduos bem-comportados (*i.e.*: normais, homocedásticos e não correlacionados) e variáveis cointegradas (*estat.* $F = 7,427$),³⁵ permitindo análises de curto e longo prazo. Ademais, o coeficiente negativo/significativo do vetor de correções de erros (VCE) reforça a cointegração e revela que um choque qualquer convergirá para o equilíbrio de longo prazo em, aproximadamente, 26 dias ou $(1/1.154) = 0.87$ meses.

A análise dos coeficientes do modelo A sugere que um crescimento de 10% no PIB brasileiro (Y) aumentaria, inicialmente, a demanda por veículos nacionais e

³⁴ Esta opção é parcimoniosa e permitiu a inclusão de mais defasagens nos modelos (devido ao maior grau de liberdade).

³⁵ Teste F de Pesaran, Shin e Smith - PSS (2001).

importados (DV^{n+i}) em 31.28% (curto-prazo). Todavia, parte deste efeito seria atenuado ao longo do tempo e o efeito total seria de 16.31% (longo-prazo).³⁶ Elevações na oferta de crédito para aquisição de veículos (CC_9) e na confiança do consumidor (VCC_{12}) também estimulariam a demanda por veículos (DV^{n+i}), tanto no curto quanto no longo prazo. Alternativamente, um aumento nos juros (TJ) ou nos preços dos veículos novos (PVB) e usados (PVU), diminuiriam esta demanda. Além disso, notou-se que desvalorizações cambiais (VTC_{12}) e reduções no IPI ($D.IPI$) serviriam de fomento à demanda por automóveis. Os impactos de uma redução nos preços dos combustíveis ($COMB$) e de um aumento risco Brasil (RB) são instáveis no curto prazo, mas também parecem estimular as vendas no longo-prazo (efeito total). Com exceção de PVB e $D.IPI$ (cujos efeitos não são relevantes no curto prazo), todos os impactos supracitados são válidos nos dois horizontes temporais considerados. Somente o preço dos veículos estrangeiros (PVE) e os estoques (EST_{12}) não se mostraram significativos (TABELA 4).

Dentre as variáveis significativas, ainda no Modelo A, apenas o preço dos veículos usados (PVU) e o risco Brasil (RB) apresentaram sinais divergentes do esperado. Quanto ao risco-Brasil (RB), as estimativas sugerem que a compra de um veículo seria uma opção “segura” em momentos de maior incerteza. Assim, a demanda aumentaria com o risco. No caso de PVU , os resultados indicam que os automóveis novos e usados seriam bens complementares, e não substitutos. Embora Fauth *et al* (2011) já tenham estimado uma relação de complementariedade entre os veículos novos e usados, Nicolay e Jesus (2019) admitem que poucos estudos analisaram esta questão. Portanto, em ambos os casos (*i.e.*: PVU e RB), sugere-se cautela ao efetuar inferências (TABELA 4).

Salvo algumas alterações na significância e na magnitude dos impactos, os resultados associados à demanda por veículos nacionais - DV^n (Modelo B) e leves de uso pessoal - DVL^{n+i} (Modelo C)³⁷ revelaram-se semelhantes aos da demanda total - DV^{n+i} (Modelo A). Portanto, nenhum sinal foi alterado e, exceto pelo fato de que um aumento no preço dos veículos estrangeiros (PVE) poderia reduzir DV^n e DVL^{n+i} , de forma significativa, as análises anteriores permanecem válidas (TABELA 4).

³⁶ Os efeitos de longo-prazo (θ_j), da Tabela 4, consideram os impactos de uma variável explicativa qualquer e o efeito multiplicador da dependente defasada (Eq. 4). Assim, o efeito total de Y (Modelo A) deve considerar a Equação 4 e os coeficientes expostos na Tabela 1.A (ANEXO). Formalmente (Nota: o *software* considera 6 casas decimais): $\theta_{j=Y} = (3,128 - 1,246) / [1 - (0,201 - 0,145 - 0,210)] \cong 1,631$.

³⁷ A autocorrelação serial, no modelo C, foi corrigida via procedimento HAC, de Newey e West (1987).

Tabela 4. Estimação dos efeitos de curto prazo e de longo prazo associados à demanda de veículos no Brasil

Variável Dependente →		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
		DV^{n+i}	DV^n	DVL^{n+i}	GM	$Volks$	$Renault$	$Fiat$	$Ford$	$Hyundai$	$Toyota$	$Jeep$	$Honda$	$Nissan$	$P - C$	$Caao$
Variável (Defasagem)	SIGLA	Impactos imediatos de Curto-prazo (efeito inicial)														
Dif. Dem. Veic.(-1)	D[DV(-1)]	0,355***	0,380***	0,379***	-	-	0,328***	-	0,368***	-	-0,324***	0,256***	-	0,508***	-	-
Dif. Dem. Veic.(-2)	D[DV(-2)]	0,210***	0,230***	0,201***	-	-	-	-	0,180***	-	-0,264***	-	-	0,318***	-	-
Dif. Dem. Veic.(-3)	D[DV(-3)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,151***	-	-	0,161**	-	-
Dif. Renda interna(0)	D[Y(0)]	3,128***	3,079***	3,137***	2,775***	3,388***	2,067***	2,271***	2,156***	1,869***	2,970***	3,540***	153,353***	2,277***	1,643**	3,221***
Dif. Renda interna(-1)	D[Y(-1)]	-	-	-	-	-	-3,340***	-	-1,673***	-	-	1,078	-	-	-	-
Dif. Renda interna(-2)	D[Y(-2)]	-	-	-	-	-	-1,456***	-	-	-	-	3,386***	-	-	-	-
Dif. P. veíc, Brasil(0)	D[PVB(0)]	-0,401	0,492	0,445	-0,138	-0,426	-0,297	1,749	0,998	0,701	3,069**	4,124	64,180	2,241	-1,368	0,947
Dif. P. veíc, Brasil(-1)	D[PVB(-1)]	-	-	-	-	-	-	-	2,782#	-	-	-	-	-	-	-
Dif. P. veíc, Brasil(-2)	D[PVB(-2)]	-	-	-	-	-	-	-	11,897***	-	-	-	-	-	-	-
Dif. P. veíc, ext.(0)	D[PVE(0)]	-0,611	-1,066***	-1,223***	-0,452	-2,001***	1,402*	-1,260**	-0,691	-0,757*	-0,644	-0,820	-37,185	-2,214*	0,675	1,193
Dif. P. veíc, ext.(-1)	D[PVE(-1)]	-	-	-	-	1,555**	-	-	-	-	2,266***	-	-	-5,008***	-3,434***	-
Dif. P. veíc, ext.(-2)	D[PVE(-2)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-4,431***	-	-
Dif. P. veíc, usado(0)	D[PVU(0)]	-1,572*	-1,078**	-2,468***	1,395**	-0,689	1,135	0,026	-4,089***	1,946***	1,005	-4,057**	-86,626#	3,170**	-1,059	0,356
Dif. P. veíc, usado(-1)	D[PVU(-1)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-5,599***	-	-	-	-	-
Dif. P. combustível(0)	D[COMB(0)]	-1,005***	-0,977***	-0,955***	0,129	0,207	-0,534	-0,202	-2,501***	0,362	0,129	-0,311	-50,286#	0,493	-0,262	-0,975*
Dif. P. combustível(-1)	D[COMB(-1)]	1,315***	1,363***	1,320***	-	-	-	-	1,389***	-	-	-	-	-	-	-
Dif. Tx. Juros (0)	D[TJ ₁₂ (0)]	-24,937***	-29,573***	-27,467***	-0,932	-11,042***	1,681	-0,949	-4,236	2,103	0,579	-9,332	101,801	-0,577	1,745	8,656*
Dif. Var. Tx. Câmbio(0)	D[VTC ₁₂ (0)]	0,133#	0,003	0,154	-0,086	0,220	-0,009	0,250	0,412**	0,176	0,322*	0,480	18,981	-0,667**	0,166	-0,179
Dif. Créd. Compra veíc.(0)	D[CC ₉ (0)]	1,029***	0,890***	0,987***	2,716***	2,525***	4,037***	2,885***	3,810***	2,150***	0,680#	-0,128	35,479	1,900**	4,049***	1,567**
Dif. Créd. Compra veíc.(-1)	D[CC ₉ (-1)]	-	-	-	-	-	-	-	-	1,613***	-	-	-	-	-	-
Dif. Var. Conf. Cons.(0)	D[VCC ₁₂ (0)]	0,299***	0,256**	0,237*	0,279#	0,219	0,564**	-0,057	0,226	0,051	-0,209	-0,869**	2,786	0,970***	-0,200	0,477*
Dif. Estoques(0)	D[EST ₁₂ (0)]	-0,028	0,074	0,063	0,072	-0,128	-0,071	0,085	-0,053	-1,523***	0,510	-0,647	-9,218	-0,069	-0,003	0,270
Dif. Estoques(-1)	D[EST ₁₂ (-1)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,409	-5,251***	-	-	-	-
Dif. Estoques(-2)	D[EST ₁₂ (-2)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-2,005***	-	-	-	-	-
Dif. Redução IPI(0)	D[D. IPI (0)]	0,066	0,090**	0,068#	0,090	0,077	0,014	-0,056	-0,304***	0,217***	0,165***	-0,052	2,997	0,013	-0,077	-0,018
Dif. Redução IPI(-1)	D[D. IPI (-1)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,527***	-	0,594**	-	-
Dif. Redução IPI(-2)	D[D. IPI (-2)]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,270**	-	-
Dif. Risco Brasil(0)	D[RB(0)]	0,144**	0,086#	0,128**	0,200**	0,129	0,264**	0,131	-0,025	0,233***	-0,228***	-0,194	11,212#	0,364**	0,034	-0,190#
Dif. Risco Brasil(-1)	D[RB(-1)]	0,039	-0,318***	-0,334***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dif. Risco Brasil(-2)	D[RB(-2)]	-0,340***	-0,357***	-0,416***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Continua na próxima página.

Continuação da Tabela 4.

Variável Dependente →		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
		DV^{n+i}	DV^n	DVL^{n+i}	GM	$Volks$	$Renault$	$Fiat$	$Ford$	$Hyundai$	$Toyota$	$Jeep$	$Honda$	$Nissan$	$P - C$	$Caixa$
Dummy 1º Trimestre	D[TRIM_1]	-	-	-	-0,042	-0,059 [#]	-0,253***	-0,098**	-0,089***	-0,158***	-0,105***	-0,048	-5,879 [#]	-0,141**	-0,017	0,049
Dummy 2º Trimestre	D[TRIM_2]	-	-	-	0,023	0,056	0,131**	-0,003	0,082**	0,007	0,013	-0,031	1,984	-0,078	0,103**	0,137***
Dummy 3º Trimestre	D[TRIM_3]	-	-	-	0,036	0,048 [#]	0,106**	0,031	0,104***	0,059**	0,039	0,048	-4,385*	0,041	0,068*	0,101**
Dummy Resíduo (+)	D(D_POS)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,335***	0,155***	-	-	0,412***	-	0,602***
Dummy Resíduo (-)	D(D_NEG)	-	-	-	-	-	-	-	-0,454***	-0,274***	-0,247***	-	-	-	-	-
Vetor Correção Erro	VCE(-1)	-1,154***	-1,232***	-1,242***	-0,731***	-1,131***	-1,354***	-0,985***	-1,264***	-0,809***	-0,347***	-0,342***	-0,868***	-1,188***	-0,552	-0,553***
Variável (Defasagem)	SIGLA	Impactos de Longo-prazo (efeito total)														
Renda interna	Y	1,631***	1,541***	1,654***	2,832***	3,750***	3,336***	1,753***	1,570**	-0,001	3,888**	-5,025	143,409***	1,318*	-0,725	4,994***
Preço veíc, Brasil	PVB	-0,348 [#]	-0,021	-0,432*	-0,883*	-1,429***	0,038	-2,788**	-2,202***	1,521***	3,489**	12,173	7,138	-0,301	-4,332**	1,487*
Preço veíc, externo	PVE	-0,530	-0,676*	-0,742*	-0,665	-6,581***	0,270	-1,348 [#]	0,898 [#]	-0,496	-7,624**	-13,678*	-46,601	2,030	-4,120 [#]	1,871
Preço veíc, usado	PVU	-1,362*	-1,240*	-3,387***	2,858*	-0,448	0,583	0,531	-3,628***	2,494**	26,917***	-9,451	-258,685	2,147 [#]	-2,283	1,983
Preço combustível	COMB	-1,047***	-1,140***	-1,087***	0,804*	1,018**	-0,247	-0,045	-1,320***	0,385	0,674	-1,643	-43,228 [#]	0,748 [#]	0,300	-0,245
Taxa de Juros	TJ ₁₂	-1,153*	-1,211**	-1,122*	1,417	5,527***	0,626	1,128	-2,165***	2,872*	1,565	-7,817	212,200*	2,330 [#]	2,394	11,127***
Var. Taxa de Câmbio	VT _{C12}	0,115 [#]	0,072	0,160*	0,204	0,346**	0,449**	0,589**	0,274**	0,379**	0,720	1,865**	30,472***	-0,267**	0,673**	1,709**
Créd. compra veículos	CC ₉	0,892***	0,820***	0,845***	0,905**	2,883**	1,120**	1,393**	0,340**	0,822**	0,665	0,519	23,058	1,362***	1,279**	2,152**
Var. Conf. Consumidor	VCC ₁₂	0,259***	0,222***	0,236***	0,465*	0,079	0,532**	0,654**	0,084	0,022	-0,703**	-1,941*	7,309	0,527***	0,308	0,734**
Estoques	EST ₁₂	-0,024	-0,024	-0,037	-0,107	-0,325***	-0,084	0,071	-0,088**	-0,015	0,156	0,099	-6,469*	-0,247***	-0,174	0,118
Redução do IPI	D. IPI	0,206***	0,218***	0,190**	0,212**	0,411**	0,081	0,175**	-0,186***	0,289**	0,497*	-0,764 [#]	5,664	-0,214**	0,272*	0,048
Risco Brasil	RB	0,334***	0,308***	0,312***	0,195*	0,132	0,304**	0,150 [#]	0,041	0,211**	-0,510	-1,358**	7,493	0,305***	0,167	-0,252
Dummy 1º Trimestre	TRIM_1	-	-	-	-0,112**	-0,091*	-0,235***	-0,141**	-0,082***	-0,187***	-0,161	-0,090	-2,773	-0,115 [#]	-0,167*	0,125
Dummy 2º Trimestre	TRIM_2	-	-	-	-0,015	0,070*	0,038	-0,021	0,030	0,010	0,036	-0,065	1,540	-0,107**	0,088	0,224**
Dummy 3º Trimestre	TRIM_3	-	-	-	0,063 [#]	0,087**	0,079**	0,069*	0,066***	0,081***	0,082	0,142	-2,792	0,001	0,116	0,204***
Constante	CTE	-1,751	-1,709	-0,408	-9,630	10,379	-21,877***	7,915	1,461	-3,985	-1,638	51,762	-707,711	-17,833*	42,615**	-49,461***
Dummy Resíduo (+)	D_POS	-	-	-	-	-	-	-	-	0,380***	0,559***	-	-	0,304***	-	1,050***
Dummy Resíduo (-)	D_NEG	-	-	-	-	-	-	-	-0,384***	0,327***	-0,811**	-	-	-	-	-
Estatísticas de Ajustamento, Cointegração e análise residual																
R ² ajustado		0,964	0,960	0,962	0,914	0,970	0,882	0,979	0,949	0,875	0,940	0,991	0,551	0,841	0,962	0,953
Critério de Schwarz – SC		-2,009	-2,106	-1,946	-1,420	-1,207	-0,680	-1,121	-1,332	-1,981	-1,410	0,360	7,298	-0,156	-0,826	-0,770
Teste PSS – H ₀ : Há Cointegração		7,427**	7,537***	8,550***	11,561***	6,136***	9,630***	12,087***	5,187**	8,993***	4,542**	4,100*	6,701***	5,277**	4,221**	5,126**
Teste BG (lag: 6) - H ₀ : sem ACS		0,544	0,788	2,091*	0,421	1,687 [#]	0,693	1,133	1,449	2,829**	0,292	0,092	1,948*	1,248	0,895	1,107
Teste BPG - H ₀ : homocedasticidade		0,951	1,038	0,911	0,608	0,967	0,832	1,488 [#]	1,672**	0,618	1,366*	1,096	1,256	1,448 [#]	0,561	1,111
Teste χ^2 de JB - H ₀ : erros normais		0,063	1,027	1,440	2,294	1,430	1,520	0,955	0,664	1,732	2,406	3,187	3,589	2,576	1,587	0,063

Notas: (a) ***, **, * e # revelam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 9.

As estimações associadas às marcas específicas (Modelos D a O) também obtiveram boa capacidade explicativa³⁸ e apresentaram cointegração, ou seja, nenhuma estimativa rejeitou a hipótese nula do teste PSS (2001). A fim de contornar problemas residuais, foram incluídas *dummies* de sazonalidade trimestral (TRIM_1, 2, 3), que permitiram atenuar casos de não normalidade e a autocorrelação serial. Nos modelos onde a não normalidade permaneceu presente (Modelos H, I, J, M e O), incluiu-se *dummies* para controlar os *outliers* nos resíduos. Além disso, a persistência da heterocedasticidade (Modelos G, H, J e M) e/ou autocorrelação serial (Modelos E, I e L) foi corrigida via matriz de White (1980) e procedimento HAC, de Newey e West (1987), respectivamente.

No que se refere aos impactos totais (*i.e.*: longo-prazo), nota-se que um aumento da renda (*Y*) estimularia as vendas de 9 das 12 empresas analisadas, mas não seria capaz de afetar a demanda por veículos da Hyundai, Jeep e Peugeot-Citroën (P-C), cujos coeficientes não foram significativos (Modelos I, K e N, respectivamente). Uma elevação no preço médio dos veículos nacionais (*PVB*) reduziria as vendas de 5 montadoras (*i.e.*: GM, Volks, Fiat, Ford e P-C). Mas não explicaria as vendas da Renault (F), Jeep (K), Honda (L) e Nissan (M) e, curiosamente, parece estimular a demanda por automóveis da Hyundai (I), Toyota (J) e CAO A (O) (TABELA 4). O fato das 5 montadoras mencionadas estarem, frequentemente, nos *rankings* de carros mais baratos vendidos no Brasil sugere que preços maiores seriam mais prejudiciais às vendas de veículos populares.³⁹

Assim como em *PVB*, os resultados indicam que um aumento no preço de veículos estrangeiros (*PVE*) também reduziria as vendas de 5 montadoras (Volks, Fiat, Toyota, Jeep e P-C), mas seria irrelevante para 6 delas. Apenas a Ford (modelo H) seria beneficiada, de forma significativa, neste cenário. Uma variação positiva no preço dos veículos usados (*PVU*) reduziria apenas as vendas da Ford (H) e não teria relevância estatística para metade das montadoras analisadas. Tal situação estimularia a demanda por carros da GM (D), Hyundai (I), Toyota (J) e Nissan (M) (TABELA 4). Estes resultados indicam que os consumidores da Ford apresentam um comportamento diferente dos demais, visto que parecem encarar os veículos estrangeiros como possíveis

³⁸ Exceto pelo modelo estimado para a Honda (L), cujo R^2 ajustado foi 0.55, todos os demais apresentaram R^2 ajustado superior a 0.84.

³⁹ No período analisado, os modelos mais baratos foram (QUATRO-RODAS, 2021): GM (Chevrolet Classic, Celta e Onix), Volks (Gol e Up), Fiat (Pálio e Uno), Ford (Ka) e P-C (Peugeot 207 e Citroën C3). Além destes, verificou-se a presença de modelos da Renault (Clio, Logan e Sandero) e da CAO A (Chery). Todavia, o caso da CAO A requer maiores estudos, visto que a empresa atua há poucos anos no Brasil e o modelo citado entrou em circulação, no país, apenas em 2016.

substitutos aos da Ford (*i.e.*: *PVE* positivo) e não trocariam um carro novo por um usado (e vice-versa) com facilidade (*i.e.*: *PVU* negativo indica bens complementares).

Um aumento nos preços do combustível (*COMB*) seria prejudicial às vendas da Ford (H) e Honda (I), mas não se mostrou significativa para 7 das 12 montadoras. Além disso, este cenário poderia impulsionar as vendas da GM (D), Volks (E) e Nissan (M) (TABELA 4). Acredita-se que a boa autonomia dos principais modelos da GM (Chevrolet Onix)⁴⁰ e Volks (Up) frente ao alto consumo dos automóveis da Ford (Fusion e EcoSport), explique, ao menos em parte, o resultado obtido (AUTO-ESPORTE, 2021).

Apesar da elevação nos juros (TJ_{12}) ter reduzido a demanda por veículos, nos modelos agregados (A, B e C), esta variável não se mostrou relevante para metade das montadoras consideradas e apenas as vendas da Ford (H) seriam, significativamente, prejudicadas neste caso. Na realidade, um aumento em TJ_{12} poderia, inclusive, estimular as vendas da Volks, Hyundai, Honda, Nissan e CAOA (TABELA 4). O fato de algumas marcas possuírem bancos/financeiras próprias (*i.e.*: GM, Volks, Hyundai, Honda e Toyota), com taxas de juros específicas, poderia explicar a falta de significância de TJ_{12} (caso da GM e Toyota) e seu efeito positivo (contrário ao esperado) sobre a demanda por veículos de empresas que oferecem linhas próprias de crédito (caso da Volks, Hyundai e Toyota).⁴¹ Neste último caso, uma taxa de juros maior (*i.e.* SELIC) poderia deslocar parte dos consumidores para as linhas de crédito oferecidas pelas próprias montadoras.

Uma desvalorização cambial (VTC_{12}) beneficiaria 9 montadoras e se mostrou irrelevante para a GM (D) e Toyota (J). Apenas as vendas da Nissan (M) seriam prejudicadas neste caso, sugerindo que a empresa apresenta maior grau de dependência externa em seu processo de produção (*e.g.*: importação elevada de insumos). A oferta de crédito para aquisição de veículos (CC_9) parece estimular as vendas de quase todas as marcas (todos os coeficientes foram positivos). Todavia, não se mostrou relevante para explicar as vendas da Toyota (J), Jeep (K) e Honda (L) (TABELA 4).

Em um cenário de maior confiança do consumidor (VCC_{12}), haveria uma tendência de crescimento nas vendas da GM (D), Renault (F), Fiat (G), Nissan (M) e CAOA (O). Todavia, a demanda por veículos da Toyota (J) e Jeep (K) poderia diminuir. Portanto, pode-se inferir que as vendas da Toyota (J) e da Jeep (K) aumentariam em

⁴⁰ Embora os modelos Chevrolet S10 (GM) estejam entre os menos econômicos, em termos de combustível, o Chevrolet Onix tem sido o mais vendido pela marca deste 2014 (QUATRO-RODAS, 2021).

⁴¹ A lista completa de bancos/financeiras, que oferecem crédito para a aquisição de veículos por pessoas físicas, pode ser visualizada no site do Banco Central do Brasil – BCB (2021).

momentos de maior incerteza do consumidor (TABELA 4). Talvez o fato da Toyota ser responsável por 3 dos 10 carros mais seguros da América Latina (*i.e.*: Hilux, Corolla e RAV4), segundo a avaliação da *Latin New Car Assessment Programme - Latin NCAP* (QUATRO-RODAS, 2021), efetuada entre 2016-2019, exerça algum efeito psicológico sobre os clientes, fazendo-os adquirir carros mais “seguros” em momentos de incerteza.

Os estoques de veículos (EST_{12}) não se mostraram relevantes para explicar a demanda da maioria das montadoras. Apesar disso, as vendas da Volks (E), Ford (H), Honda (L) e Nissan (M) poderiam ser prejudicadas caso os estoques aumentassem. A redução do IPI ($D.IPI$) parece ter estimulado a demanda por veículos de metade das montadoras analisadas. Ainda assim, não é possível afirmar que tal política tenha afetado as vendas da Renault (F), Honda (L) e CAOA (O) e pode, inclusive, ter reduzido a demanda por carros da Ford (H), Jeep (K) e Nissan (M) (TABELA 4). Além disso, um cenário de maior risco-Brasil (RB) parece prejudicar apenas as vendas da Jeep (K), mostrando-se benéfico à demanda de automóveis da GM (D), Renault (F), Fiat (G), Hyundai (I) e Nissan (M) (TABELA 4). Assim como nos modelos agregados (A, B e C), acredita-se que os consumidores brasileiros vejam os automóveis como um “investimento seguro”. Deste modo, a demanda aumentaria com o risco.

A correlação entre os coeficientes de longo-prazo, dos modelos estimados na Tabela 4, sugere que os consumidores da GM, Fiat, Toyota e P-C (menor correlação do grupo: 0.75) e Honda e P-C (correlação: 0.71) agem de forma semelhante frente a possíveis choques exógenos. Portanto, é possível que a estas empresas estejam disputando um segmento semelhante do mercado. Por outro lado, os consumidores da Volks e Nissan (-0.74), Honda e CAOA (-0.82) e Ford e Hyundai (-0.85) mostraram-se bastante distintos, em termos de comportamento. Logo, é provável que estas empresas tenham um nível menor concorrência entre si, visto que seus clientes não possuem o mesmo perfil.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O setor automobilístico é responsável por mais de 1/5 da produção industrial brasileira e, aproximadamente, 4 % do PIB nacional. Além disso, trata-se de uma indústria bastante conectada às demais, com elevada capacidade de impulsionar a produção e o emprego de outras atividades econômicas. Foi observado que a indústria automobilística do Brasil está bem posicionada para o crescimento, atendendo à demanda doméstica. Contudo, verificou-se um ciclo enxuto de vendas durante o período de estudo, onde o

número absoluto de vendas diminuiu marginalmente, a partir de 2012. Portanto, entender a demanda deste segmento beneficiaria não apenas este setor específico, mas toda a cadeia produtiva brasileira, pois permitiria que as empresas do ramo se antecipassem às situações adversas, evitando prejuízos e/ou maximizando lucros.

Sendo assim, este trabalho usou modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL), que possuem algumas vantagens frente ao VAR/VEC, para analisar os principais determinantes da demanda do setor automobilístico brasileiro. Como a ANFAVEA (2020b) passou a divulgar estatísticas desagregadas, para as diferentes produtoras de automóveis, apenas em 2012, esta pesquisa limitou-se ao período de janeiro de 2012 a dezembro de 2019.

Os resultados indicam que um crescimento de 10% no PIB brasileiro aumentaria a demanda total, por veículos nacionais e importados, em 16.31% (efeito total). Elevações na oferta de crédito (para aquisição de veículos) e na confiança do consumidor também estimulariam a demanda. Alternativamente, a demanda diminuiria frente a um aumento nos juros ou nos preços dos veículos novos e usados. Além disso, notou-se que desvalorizações cambiais e reduções no IPI ou nos preços dos combustíveis serviriam de fomento à demanda por automóveis.

Curiosamente, verificou-se que um risco-Brasil maior estimularia o consumo de automóveis. Tal resultado sugere que o consumidor interno veja a compra de um veículo novo como uma opção “segura” frente a incerteza. Quanto ao preço dos veículos usados, as estimativas indicam que os automóveis novos e usados seriam bens complementares, e não substitutos. Este resultado atípico já havia sido notado por Fauth *et al* (2011). Ainda assim, sugere-se cautela ao assumir esta relação de complementariedade, dado que poucos estudos analisaram esta questão.

Todos os resultados supracitados, mantiveram-se estáveis (mesmos sinais) ao considerar a demanda interna por veículos nacionais (excluindo os importados) e apenas para veículos leves de uso pessoal (excluindo caminhões, ônibus e outros veículos de uso empresarial). De modo geral, um choque exógeno qualquer, sobre a demanda agregada de veículos (*i.e.*: incluindo todas as marcas) se dissiparia, ou seja, convergiria para o seu equilíbrio de longo prazo, em 24 a 26 dias após o efeito inicial.

As estimativas para as 12 principais montadoras de automóveis do Brasil indicam que um choque exógeno poderia levar de 22.2 (Renault) a 87.7 (Jeep) dias para se estabilizar. No que se refere aos impactos, notou-se que um aumento da renda estimularia as vendas da maioria das empresas, exceto Hyundai, Jeep e Peugeot-Citroën (P-C). Uma

elevação no preço dos veículos nacionais reduziria as vendas da GM, Volks, Fiat, Ford e P-C, mas poderia estimular a demanda da Hyundai, Toyota e CAO. Como as 5 montadoras mencionadas encontram-se, frequentemente, nos *rankings* de carros mais baratos vendidos no Brasil, é possível que a relação preço-demanda seja mais nociva aos veículos populares.

Verificou-se que um aumento no preço de veículos estrangeiros seria irrelevante para metade das montadoras, mas reduziria as vendas da Volks, Fiat, Toyota, Jeep e P-C e poderia, até mesmo, estimular a demanda pela Ford. Já um aumento no preço dos veículos usados reduziria apenas as vendas da Ford e, embora possa estimular a demanda por carros da GM, Hyundai, Toyota e Nissan, não teria relevância estatística para metade das montadoras analisadas. Estes resultados indicam que a Ford possui clientes peculiares, visto que são os únicos, dentre as marcas analisadas, a encarar os veículos estrangeiros como possíveis substitutos aos nacionais e que não trocariam um carro novo por um usado com facilidade (e vice-versa).

Um aumento do combustível seria prejudicial à Ford e à Honda, mas não afetaria 7 montadoras e poderia, inclusive, impulsionar as vendas da GM, Volks e Nissan. Acredita-se que a boa autonomia dos principais modelos da GM (Chevrolet Onix) e Volks (Up), frente aos “beberrões” da Ford (Fusion e EcoSport), explique este resultado.

Juros maiores parecem reduzir a demanda global por veículos no Brasil (incluindo importados e de uso comercial), mas (com exceção da Ford) este não parece ser o caso das marcas específicas, visto que tal política revelou-se irrelevante para metade das montadoras e poderia estimular as vendas da Volks, Hyundai, Honda, Nissan e CAO. O fato é que algumas montadoras (*i.e.*: GM, Volks, Hyundai, Honda e Toyota) possuem bancos/financeiras próprias, com taxas de juros específicas. Logo, uma taxa de juros maior (*i.e.* SELIC) poderia deslocar parte dos consumidores para as linhas de crédito oferecidas pelas próprias montadoras.

Tanto uma desvalorização cambial quanto uma oferta maior de crédito para aquisição de veículos beneficiariam a maioria das montadoras. No caso da política cambial, apenas a Nissan (M) seria prejudicada, sugerindo que a empresa possui um maior grau de dependência externa em seu processo de produção, quando comparada às demais.

Em um cenário de menor confiança do consumidor, haveria uma tendência de crescimento nas vendas da Toyota e Jeep. Acredita-se que o fato da Toyota ser responsável por 3 dos 10 carros mais seguros da América Latina (*i.e.*: Hilux, Corolla e

RAV4) (QUATRO-RODAS, 2021) exerça algum efeito psicológico sobre os consumidores, fazendo-os adquirir carros mais “seguros” em momentos de incerteza.

Os estoques de veículos, embora possam afetar as vendas da Volks, Ford, Honda e Nissan, não se mostraram relevantes para explicar a demanda da maioria das montadoras. Já a redução do IPI mostrou-se benéfica a metade das montadoras analisadas. Ainda assim, parece não ter afetado as vendas da Renault, Honda e CAOA e pode, inclusive, ter reduzido a demanda da Ford, Jeep e Nissan. Assim como nos modelos agregados, boa parte dos consumidores aumentou a demanda frente a um risco-Brasil maior (exceto a Jeep), indicando que os consumidores internos encaram os automóveis como uma espécie de “investimento seguro”.

Por fim, os resultados indicam que os consumidores da GM, Fiat, Toyota e P-C e Honda e P-C agem de forma semelhante. Portanto, é possível que a estas empresas estejam disputando um segmento semelhante do mercado. Já os consumidores da Volks e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai mostraram-se bastante distintos, sugerindo que estas empresas não disputam os mesmos clientes.

Acredita-se que as estimativas desta pesquisa, além de melhorar a compreensão sobre o comportamento da demanda por veículos no Brasil, poderiam auxiliar as empresas do setor a antecipar situações adversas, minimizando perdas e/ou maximizando lucros, sendo possível também, desenvolver e potencializar investimentos e políticas direcionadas ao setor automotivo baseados nos resultados obtidos, promovendo o crescimento do setor e eficiência nos gastos públicos. Contudo, como não existem muitos trabalhos semelhantes na literatura nacional, sugere-se que novos estudos sejam feitos, com diferentes métodos e horizontes temporais, a fim de assegurar que os resultados obtidos condizem com a realidade brasileira.

REFERÊNCIAS

- ABU-EISHEH, S. A.; MANNERING, F. L. Forecasting Automobile Demand for Economies in Transition: A Dynamic Simultaneous-Equation System Approach, *Transportation Planning and Technology*, v. 25, n. 4, p. 311-331. 2002.
- ALVARENGA, G. V. *et al.* Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução de IPI sobre as vendas de veículos. Texto para discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.
- ANFAVEA. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. Anuários da Indústria Automobilística Brasileira. Disponíveis *on line* em: <http://www.anfavea.com.br/anuarios>. Acesso em Jul. 2020.

- ANFAVEA. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. Estatísticas. Disponíveis *on line* em: <http://www.anfavea.com.br/estatisticas>. Acesso em Jul. 2020.
- ANP. Agência Nacional do Petróleo – preço médio mensal dos combustíveis no Brasil. Disponível em <http://preco.anp.gov.br/>. Acesso em Jul. 2020.
- APOLINÁRIO, R. S. Impacto da redução de tributos na venda de automóveis no Brasil entre os anos de 2007 e 2015. *Revista Gestão da Produção, Operações e Sistemas*. Vol. 13, nº 1. 2018.
- AUTO-ESPORTE. “Conheça os 10 carros mais econômicos do Brasil em 2020” e “Conheça os 20 carros mais beberrões do Brasil”. Disponível em: <https://autoesporte.globo.com/carros/>. Acesso em Jan. 2021.
- BARBER, B. M.; CLICK, R. W.; DARROUGH, M. N. The impact of shocks to exchange rates and oil prices on U.S sales of American and Japanese automakers, Japan and the World Economy, 11, pp.57-93. 1999.
- BAUMGARTEN JR., A. L. Demanda de automóveis no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v.26, n. 2, p. 203-297, 1972.
- BCB – Banco Central do Brasil. Estatísticas: Taxas de Juros > Relatório de Taxa de Juros > Pessoa Física – Aquisição de veículos. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em Jan. 2021.
- BLANCHARD, O. J. The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry *Journal of Political Economy*, v. 91:3, p. 365-400. 1983.
- BLOMQUIST, A. G.; HAESSEL, W. Small Cars, Large Cars, and the Price of Gasoline. *The Canadian Journal of Economics*. v.11, n. 3, pp. 470-489. 1978.
- BORGHI, R. A. Z. Crise Econômica Internacional e Política Brasileira de Incentivos Tributários: uma Avaliação a partir dos Setores-Chave. *Revista Econômica - Niterói*, v.15, n. 2, p.111-138. 2013.
- BREUSCH, T. S.; A. R. PAGAN. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, v. 48, p. 1287–1294. 1979.
- BREUSCH, T. S. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17, 334-355. 1979.
- CHIFURIRA, R.; MUDHOMBO, I.; CHIKOBVU, M.; DUBIHLELA, D. The impact of inflation on the automobile sales in South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5(7):200–206. 2014.
- CHUANG, C-H.; ZHAO, Y. Demand stimulation in finished-goods inventory management: Empirical evidence from General Motors dealerships. *International Journal of Production Economics*. V.208, p. 208-2020, 2019.
- DADOS ABERTOS. Concessões de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Aquisição de veículos. Disponível *on line* em: <https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/20673-concessoes-de-credito-com-recursos-livres---pessoas-fisicas---aquisicao-de-veiculos>. Acesso em Jul. 2020.
- DE NEGRI, J. A. Elasticidade-Renda e Elasticidade-Preço da demanda de Automóveis no Brasil. *Texto para Discussão do IPEA, Brasília*, n. 558, 23 p. 1998.

- DE NEGRI, et al. Determinantes da Acumulação de Conhecimento para Inovação Tecnológica nos Setores Industriais no Brasil: Setor Automotivo. Estudos Setoriais de Inovação ABDI, Brasília, 2008.
- DYCKMAN, T. An Aggregate Demand Model for Automobiles *Journal of Business* 38(3), 252-266. 1965.
- ELLIOTT, G; ROTHENBERG, T. J; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836. 1996.
- ENGLE, R.F; GRANGER, C. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276. 1987.
- FANTAZZINI, D.; TOKTAMYSOVA, Z. Forecasting German car sales using Google data and multivariate models. *International Journal of Production Economics*, v. 170(A), p. 97-135. 2015.
- FAUTH, K. M.; MORAIS, I. A. C.; CLEZAR, R. V. O mercado de automóveis, ônibus e caminhões no Brasil, 1996-2008. ANPEC XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2011.
- FERNANDES, T. R.; DANTAS, F. C. Effects of monetary policy transmission mechanism on car sales in Brazil after the real plan. *Gestão & Produção*, 27(2), p.1-20, 2020.
- FIRME, V.A.C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 4, p. 679-716. 2014.
- GODFREY, L. G. Testing for Multiplicative Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 8, 227-236. 1978 (a).
- GODFREY, L. G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46, 1293-1302. 1978 (b)
- GOLDENSTEIN, M.; CASOTTI, B. Panorama do setor automotivo: as mudanças estruturais da indústria e as perspectivas para o brasil. Informe Setorial, BNDES. Rio de Janeiro. n.28. p.147-188, Set. 2008.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*, 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall. 2008.
- HYMANS, S. H.; ACKLEY, G.; JUSTER, F. T. Durable Spending: Explanation and Prediction. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1970, n. 2, p. 173-206, 1970.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contas Nacionais. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>. Acesso em Jul. 2020.
- IPEA. Diretoria de Estudos Macroeconômicos. Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis. Brasília: Ipea/DIMAC. Nota Técnica, n. 15, ago. 2009.
- IPEADATA - Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em Jul. 2020.
- ISLAM, R.; GHANI, A. B. A.; KUSUMA, B.; HONG, E. T. Y. An Analysis of Factors that Affecting the Number of Car Sales in Malaysia. *International Review of Management and Marketing*, 6(4), 872-882. 2016.

- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Econ Lett* 6(3):255–259. 1980.
- JOHNSON, T. R. Aggregation and the Demand for New and Used Automobiles. *The Review of Economic Studies*, v. 45, n. 2, p. 311-327, Junho de 1978.
- KAYA, A.; KAYA, G.; ÇEBI, F. Forecasting automobile sales in Turkey with artificial neural networks, *International Journal of Business Analytics*, 6(4), p.50-60, 2019.
- LEVINSOHN, J. Empirics of taxes on differentiated products: the case of tariffs in the U.S. automobile industry. In: BALDWIN, Robert E. (ed.) *Trade policy issues and empirical analysis*. Chicago: University of Chicago Press, p.11-40. 1988.
- MANKIW, N. G. *Macroeconomia*. 8ª Ed. LTC. 2015. 468p.
- MARANDUBA JR, N. G. & ALMEIDA, E. S. Análise de convergência espacial dos repasses da lei robin hood. *Economia e Sociedade*. 18(3), 583–601. 2009.
- MCCARTHY, Patrick S. Market price and income elasticities of new vehicle demands. *The Review of Economics and Statistics*, Aug. 1996.
- MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Setor automotivo. Disponível *on line* em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/competitividade-industrial/setor-automotivo>. Acesso em Jul. 2020.
- ME. Ministério da Economia. Novas alíquotas de IPI de automóveis estão em vigor desde 1º de janeiro. Disponível em: <https://receita.economia.gov.br/noticias/ascom/2015/janeiro/aliquotas-de-ipi-de-automoveis-a-partir-de-1o-de-janeiro>. Acesso em Jul. 2020.
- MUHAMMAD, F.; HUSSIN, M. Y. M.; RAZAK, A. A. Automobile Sales and Macroeconomic Variables: A Pooled Mean Group Analysis for ASEAN Countries, *IOSR Journal of Business and Management*, 2(1), 15-21. 2012.
- NAWI, A.; AHMAD, B.S.; MAHMOOD, W.; NURATHIRAH, S.; HAMID, B.A. Determinants of passenger car sales in Malaysia. *World Applied Sciences Journal*, 23, p.67-73. 2013.
- NEWAY, W.; WEST, K. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, v.55, p.703–708. 1987.
- NICOLAY, R.; JESUS, D. As elasticidades da demanda por veículos novos no Brasil: Uma análise considerando o preço dos veículos usados. *Revista Econômica*, vol. 21 n° 2. 2019.
- NKORO, E.; UKO, A. K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, v.5, n.4, p.63-91. 2016.
- PESARAN, M. H; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis. *Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch*. 33p. 1998.
- PESARAN, M. H; SHIN, Y; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied Econometrics*, v.16, n. 1, p. 289-326. 2001.
- QUATRO-RODAS. Revista Brasileira Especializada em Automóveis. Disponível em: <https://quatorodas.abril.com.br>. Acesso em jan. 2021.

- RAMOS FILHO, H. S.; FERREIRA, M. E. P. A taxa de câmbio e os ajustes no saldo da balança comercial brasileira: uma análise setorial da Curva J. *Nova Economia*, v.26, n.3, p.887-907, 2016.
- SANTOS, Clezia de Souza. Análise Setorial da Indústria Automobilística Brasileira sob a Ótica do Modelo Estrutura-Condução-Desempenho (ECD). In: XXXI Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ABEPRO, 2011, Belo Horizonte.
- SIDRA/IBGE - Sistema IBGE de Recuperação Automática. Tabela 1100, Item 5102020 (veículo usado). <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1100>. Acesso em jul. 2020.
- SILVA, Wesley Vieira da, et al. Análise do grau de concentração da indústria automobilística brasileira e sua relação com a participação no mercado. *Revista de Negócios*, Blumenau, v.13, n. 1, p. 93 – 107, Janeiro/março 2008.
- SONAGLIO, C. M.; FLOR, J. S. Impactos da redução do imposto sobre bens industrializados nas vendas de veículos automotores. *Revista do CEPE*. Santa Cruz do Sul, v.42, p.63-79, jul./dez. 2015
- SOUZA, T. O. G.; REGO, R. B. Produção de veículos no Brasil em tempos de recessão econômica: uma análise da demanda. *Relatórios de Pesquisa em Engenharia de Produção* v.16, n.1, p. 135-150. 2016.
- SUITS. B. D. The demand for new automobiles in the United States 1929-1956. *The Review of Economics and Statistics*, v.40, n. 3, p. 273-280, 1958.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v.13, n. 4, p. 371-398, 2009.
- VERÍSSIMO, M. P.; ARAÚJO, V. M. Desempenho da indústria automobilística brasileira no período 2000-2012: uma análise sobre a hipótese de desindustrialização setorial. *Economia e Sociedade*, v.24, n.1, p.151-176, abr.2015.
- WHITE, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, p. 817–838. 1980.
- WILBERT, M.; SERRANO, A.; GONÇALVES, R.; ALVES, L. Redução do imposto sobre produtos industrializados e seu efeito sobre a venda de automóveis no Brasil: uma análise do período de 2006 a 2013. *Revista Contemporânea de Contabilidade*. v.11, n.24, p.107-124. 2014.
- WOOLDRIDGE, J.M. *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. 4ª Ed. NorteAmericana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

APÊNDICE

Tabela 1.A. Estimação da demanda por veículos no Brasil via modelos ARDL

Variável Dependente →		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
		DV^{n+i}	DV^n	DVL^{n+i}	GM	$Volks$	$Renault$	$Fiat$	$Ford$	$Hyundai$	$Toyota$	$Jeep$	$Honda$	$Nissan$	$P - C$	$Caoa$
Demanda veicular (-1)	$DV(-1)$	0,201**	0,172*	0,154*	0,245***	0,193**	0,025	0,003	0,123*	0,190***	0,364***	0,928***	0,044	0,265***	0,483***	0,395***
Demanda veicular (-2)	$DV(-2)$	-0,145**	-0,138**	-0,175***	-	-	-0,357***	-	-0,213***	-	0,041	-0,252**	-	-0,213**	-	-
Demanda veicular (-3)	$DV(-3)$	-0,210***	-0,230***	-0,208***	-	-	-	-	-0,132*	-	0,071	-	-	-0,136	-	-
Demanda veicular (-4)	$DV(-4)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,188***	-	-	-0,176**	-	-
Renda interna. (0)	$Y(0)$	3,128***	3,110***	3,099***	2,138***	3,026***	1,606**	1,748***	1,974***	1,883***	3,122***	3,499***	137,16***	1,660#	1,434**	3,021***
Renda interna. (-1)	$Y(-1)$	-1,246***	-1,268***	-1,067***	-	-	-0,754	-	-1,618***	-1,884***	-1,816***	-4,107***	-	-	-1,809***	-
Renda interna. (-2)	$Y(-2)$	-	-	-	-	-	1,840**	-	-1,564***	-	-	2,408**	-	-	-	-
Renda interna. (-3)	$Y(-3)$	-	-	-	-	-	1,751**	-	-	-	-	-3,429***	-	-	-	-
Preço veíc, Brasil (0)	$PVB(0)$	-0,401	-0,025	-0,531**	-0,666*	-1,153**	0,051	1,582	1,465	1,232***	1,172***	3,947***	6,827	-0,380	-2,241***	0,900*
Preço veíc, Brasil (-1)	$PVB(-1)$	-	-	-	-	-	-	-4,363*	-1,883	-	-	-	-	-	-	-
Preço veíc, Brasil (-2)	$PVB(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	9,375***	-	-	-	-	-	-	-
Preço veíc, Brasil (-3)	$PVB(-3)$	-	-	-	-	-	-	-	-11,648***	-	-	-	-	-	-	-
Preço veíc, externo (0)	$PVE(0)$	-0,611	-0,808#	-0,912*	-0,502	-2,053**	0,359	-1,345#	-0,528	-0,402	-0,093	-0,827	-44,571	-1,748	0,255	1,132
Preço veíc, externo (-1)	$PVE(-1)$	-	-	-	-	-1,153	-	-	1,626***	-	-0,039	-3,607**	-	-1,748	0,914	-
Preço veíc, externo (-2)	$PVE(-2)$	-	-	-	-	-2,103**	-	-	-	-	-2,430***	-	-	-0,186	-3,301***	-
Preço veíc, externo (-3)	$PVE(-3)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4,808***	-	-
Preço veíc, usado (0)	$PVU(0)$	-1,572*	-1,482*	-2,386**	2,157*	-0,362	0,777	0,530	-4,434***	2,020**	0,751	-3,064	-64,398	2,706#	-1,181	1,120
Preço veíc, usado (-1)	$PVU(-1)$	-	-	-1,775**	-	-	-	-	-	-	2,790*	-	-183,02*	-	-	-
Preço veíc, usado (-2)	$PVU(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5,504***	-	-	-	-	-
Preço combustível (0)	$COMB(0)$	-1,005***	-1,054***	-0,997***	0,607**	0,822**	-0,329	-0,045	-2,497***	0,312	0,226	-0,533	-41,342#	0,943	0,155	-0,148
Preço combustível (-1)	$COMB(-1)$	1,111**	1,103**	0,995*	-	-	-	-	2,210***	-	-	-	-	-	-	-
Preço combustível (-2)	$COMB(-2)$	-1,315***	-1,412***	-1,334***	-	-	-	-	-1,325***	-	-	-	-	-	-	-
Taxa de Juros (0)	$TJ_{12}(0)$	-24,937***	-28,240***	-27,079***	1,069	-12,382	0,834	1,125	-2,646***	2,327*	0,526	-2,535	202,956*	2,936#	1,239	6,732***
Taxa de Juros (-1)	$TJ_{12}(-1)$	23,605***	26,792***	25,700***	-	16,841*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Taxa de Juros (-2)	$TJ_{12}(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var. Tx. de Câmbio (0)	$VTC_{12}(0)$	0,133#	0,086	0,197**	0,154	0,280**	-0,037	0,587***	0,335***	0,307***	0,242**	0,605**	29,145**	-0,336**	0,348**	-0,292
Var. Tx. de Câmbio (-1)	$VTC_{12}(-1)$	-	-	-	-	-	0,635*	-	-	-	-	-	-	-	-	1,326***
Créd. compra veíc. (0)	$CC_9(0)$	1,029***	0,981***	1,037***	3,098***	2,326***	4,430***	3,285***	3,903***	2,153***	0,224	0,168	22,054	1,717***	4,152***	1,302***
Créd. compra veíc. (-1)	$CC_9(-1)$	-	-	-	-2,415***	-	-2,939**	-1,897*	-3,488***	0,062	-	-	-	-	-3,490***	-
Créd. compra veíc. (-2)	$CC_9(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,549**	-	-	-	-	-	-

Continua na próxima página.

Continuação da Tabela 1.A.

Variável Dependente →		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
		DV^{n+i}	DV^n	DVL^{n+i}	GM	$Volks$	$Renault$	$Fiat$	$Ford$	$Hyundai$	$Toyota$	$Jeep$	$Honda$	$Nissan$	$P - C$	$Caoba$
V. Conf. Consumidor (0)	$VCC_{12}(0)$	0,299***	0,265***	0,289***	0,351***	0,063	0,708***	0,035	0,103	0,018	-0,236*	-0,629**	6,990	0,665***	0,159	0,444***
V. Conf. Consumidor(-1)	$VCC_{12}(-1)$	-	-	-	-	-	-	0,617***	-	-	-	-	-	-	-	-
Estoques (0)	$EST_{12}(0)$	-0,028	-0,028	-0,046	-0,081	-0,263***	-0,112	0,071	-0,108*	-1,518***	0,775#	-0,556	-6,187*	0,311***	-0,090	0,071
Estoques (-1)	$EST_{12}(-1)$	-	-	-	-	-	-	-	-	1,506***	-1,195	-4,551*	-	-	-	-
Estoques (-2)	$EST_{12}(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,716	5,139***	-	-	-	-
Estoques (-3)	$EST_{12}(-3)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,187***	-	-	-	-	-
Redução do IPI (0)	$D.IPI(0)$	0,066	0,071	0,061	0,160***	0,090	0,108	-0,045	-0,239***	0,234***	0,167**	-0,010	5,417	-0,006	-0,113	0,029
Redução do IPI (-1)	$D.IPI(-1)$	0,172***	0,190***	0,173***	-	0,241***	-	0,219**	-	-	-	0,245	-	0,360**	0,253**	-
Redução do IPI (-2)	$D.IPI(-2)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,483***	-	-0,317***	-	-
Redução do IPI (-3)	$D.IPI(-3)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,307***	-	-
Risco Brasil (0)	$RB(0)$	0,144**	0,100#	0,147*	0,147*	0,106	0,405***	0,150#	0,050	0,141**	-0,171*	-0,440**	7,167	0,384**	0,087	-0,153
Risco Brasil (-1)	$RB(-1)$	-0,059	-0,048	-0,072	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Risco Brasil (-2)	$RB(-2)$	-0,039	-0,028	-0,082	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Risco Brasil (-3)	$RB(-3)$	0,340***	0,344***	0,390***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	CTE	-2,021	-2,043	-0,501	-7,269	8,374	-29,133***	7,894	1,785	-3,229	-0,551	16,782	-676,181*	-22,473*	22,050**	-29,924***
Dummy 1º Trimestre	TRIM_1	-	-	-	-0,085**	-0,073*	-0,313***	-0,140***	-0,010***	-0,152***	-0,054#	-0,029	-2,652	-0,125#	-0,086*	0,076
Dummy 2º Trimestre	TRIM_2	-	-	-	-0,011	0,057*	0,051	-0,020	0,037	0,005	0,012	-0,021	1,473	-0,135**	0,046	0,135***
Dummy 3º Trimestre	TRIM_3	-	-	-	0,048#	0,070**	0,105**	0,069*	0,081***	0,066***	0,027	0,046	-2,670	0,001	0,060#	0,124***
Dummy Resíduo (+)	D_POS	-	-	-	-	-	-	-	-	0,308***	0,188***	-	-	0,383***	-	0,635***
Dummy Resíduo (-)	D_NEG	-	-	-	-	-	-	-	-0,469***	-0,265***	-0,272***	-	-	-	-	-

Notas: (a) ***, **, * e # revelam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (b) Os modelos com heterocedasticidade e/ou auto-correlação serial foram reestimados conforme White (1980) e Newey e West (1987), respectivamente (rever seção 4); (c) A não normalidade do erro foi solucionada via inclusão de *dummies* para os seguintes resíduos discrepantes: Ford [Jul/2017 (-)], Hyundai [Mar/2017 (+); Jan/2013 e Jun/2018 (-)], Toyota [Abr/2013 e Ago/2017 (+); Mar/2014 e Out/2015 (-)], Nissan [Nov/2014, Set/2015, Mar/2016 e Mar/2017 (+)], CAO A [Mai/2015 e Set/2015 (+)].

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 9.