

# Determinantes da demanda do setor automobilístico brasileiro: uma análise empírica<sup>♦</sup>

Pedro Augusto Silva Pagani<sup>1</sup>  
Vinícius de Azevedo Couto Firme<sup>2</sup>  
Matheus de Assis Duarte Santos<sup>3</sup>

## 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) os clientes da Ford possuam preferências distintas; c) combustíveis mais caros estimulem a procura por maior autonomia veicular; d) as marcas com linhas próprias de crédito dependam menos dos juros; e) a Toyota atraia clientes em momentos de incerteza. Ademais, notou-se similaridade entre os consumidores da GM, Fiat, Toyota e Peugeot-Citroën e discrepância entre os da Volkswagen e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai.

## 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

♦ Os autores agradecem aos professores Geraldo Moreira Bittencourt e Carolina Rodrigues Corrêa Ferreira, ambos do departamento de economia da UFJF/GV, por suas sugestões teóricas e metodológicas, e aos pareceristas da Revista Estudos Econômicos, pelas relevantes contribuições ao longo do processo de avaliação desta pesquisa.

<sup>1</sup> Graduado em Economia – Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF/GV)  
End.: Rua São Paulo, 745 – Governador Valadares – Minas Gerais - MG - Brasil – CEP: 35010-180  
E-mail: [pedro.augusto.16@hotmail.com](mailto:pedro.augusto.16@hotmail.com) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0699-8740>.

<sup>2</sup> Professor Adjunto – Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF/GV)  
End.: Rua São Paulo, 745 – Governador Valadares – Minas Gerais - MG - Brasil – CEP: 35010-180  
E-mail: [vinicius.firme@ufjf.br](mailto:vinicius.firme@ufjf.br) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9644-1000>.

<sup>3</sup> Mestre em Economia – Universidade Federal de Sergipe (UFS)  
End.: Av. Marechal Rondon, s/n - Jardim Rosa Elze – São Cristóvão - SE - Brasil – CEP: 49100-000  
E-mail: [prof.matheusassis@gmail.com](mailto:prof.matheusassis@gmail.com) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2831-387X>.

Recebido: 05/04/2021. Aceito: 14/04/2022.

Editor Responsável: Dante Mendes Aldrighi



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

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 rate; 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 from "Volkswagen and Nissan", "Honda and CAO" and "Ford and Hyundai" were considerably different.

## Keywords

Brazilian automotive sector; Demand determinants; ARDL model.

## JEL Classification

L1; L62; C22.

## 1. Introdução

Com um faturamento de US\$ 59,1 bilhões (incluindo autopeças) e mais de 1,3 milhões de empregos (diretos e indiretos), o setor automotivo foi responsável por quase 22% da produção industrial e 4% do Produto Interno Bruto – PIB brasileiro em 2015 (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior 2020). Ademais, o setor apresenta elevados multiplicadores de produção/emprego e um forte *backward-linkage* (Borghini 2013), ou seja, trata-se de um "demandante intensivo" de insumos como aço e derivados, máquinas e equipamentos, materiais eletrônicos, borracha, plástico e vidro (de Negri *et al* 2008), cujas oscilações, segundo Souza e Rego (2016), afetariam substancialmente a economia do país.

Apesar de possuir uma qualidade de produção semelhante à internacional e contar com os principais *players* de mercado<sup>1</sup> (Souza e Rego 2016), o setor automotivo brasileiro requer constantes e volumosos investimentos a fim de manter-se competitivo (Veríssimo e Araújo 2015). O fato é que as montadoras precisam investir em automóveis cada vez mais sofisticados, duráveis, tecnológicos e com maior autonomia a fim de manter sua fatia de mercado. Não à toa, os gastos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) deste setor superaram os US\$ 68 bilhões entre 1994-2012 (Anfavea 2020).

<sup>1</sup> Empresas como a General Motors (GM) e a Volkswagen possuem centros de P&D, que promovem ganhos de escala e são capazes de desenvolver veículos completos internamente (Goldenstein e Cassotti 2008).

Como a produção automotiva possui custos elevados e sua rentabilidade pode diminuir com o aumento indesejável dos estoques (Blanchard 1983), o sucesso deste segmento requer análises precisas sobre a demanda. Do contrário, o hiato entre oferta e demanda poderia gerar tanto uma perda de lucratividade (oferta > demanda) quanto uma crise de fornecimento (oferta < demanda). Para evitar tais cenários, deve-se reconhecer os determinantes do consumo e compreender que ele varia conforme o tipo e a marca do automóvel desejado. Dito isto, e acrescentando o fato de que as vendas de veículos leves, das 12 principais montadoras do país, representaram quase 78% da demanda por veículos no Brasil entre 2012-2019 (Anfavea 2020), é injustificável notar a escassez de estudos sobre a demanda por veículos no Brasil, principalmente sobre a demanda específica das maiores montadoras.

Portanto, dada a relevância econômica do setor, sua influência na cadeia produtiva nacional e a carência de estudos sobre a demanda específica das maiores montadoras, buscou-se verificar quais seriam os determinantes da demanda total brasileira por veículos novos e do consumo específico das seguintes montadoras: General Motors, Volkswagen, Fiat, Ford, Renault, Hyundai, Toyota, Honda, Peugeot-Citroën, Nissan, Jeep e CAOA.

Para tanto, efetuou-se uma importante revisão dos trabalhos empíricos da área a fim de determinar quais variáveis poderiam afetar a demanda veicular. Assim, valendo-se de dados mensais (janeiro/2012 a dezembro/2019), foi possível definir o modelo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL) básico a ser estimado. 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 estimulam a demanda. Alternativamente, aumentos nos juros, nos preços de veículos novos e usados e nos combustíveis tendem a diminuí-la. Especula-se que: a) a demanda por veículos populares seja mais sensível aos preços; b) os clientes da Ford possuam preferências distintas; c) combustíveis mais caros estimulem a procura por maior autonomia veicular; d) marcas com linhas próprias de crédito dependam menos dos juros; e) a Toyota atraia clientes em momentos de incerteza. Ademais, notou-se similaridade entre os clientes da GM, Fiat, Toyota e Peugeot-Citroën e discrepância entre os da Volkswagen e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai.

O restante do trabalho foi, assim, dividido: a seção dois apresenta o setor automotivo brasileiro. A seção três descreve os principais determinantes da

demanda veicular. A quarta seção contém a metodologia e a base de dados. Os resultados, considerações finais, referências e apêndice encontram-se em sequência.

## 2. A Indústria Automobilística Brasileira

Embora importasse veículos desde o final do século XIX (o primeiro foi um Peugeot, em 1898), a indústria automotiva brasileira iniciou-se apenas após a 1ª guerra mundial, com a vinda da Ford (1919) e da GM (1925) (Anfavea 2020). Neste período, predominava o sistema *fordista*, com produção em massa, verticalizada e vastos estoques (Camargo 2006). Contudo, a consolidação do setor ocorreu somente entre 1951-1990, com o plano de metas de Juscelino Kubistchek (1957-1961) e os modelos de substituição de importação dos governos subsequentes (Torres 2011; Giambiagi e Villela 2005). Este período foi marcado por forte protecionismo nacional, transição ao *toyotismo* (*i.e.*: produção horizontalizada, voltada à demanda e estoques mínimos) (Camargo 2006) e a entrada da Volkswagen (1953), Toyota (1958) e Fiat (1976) no país (Anfavea 2020).

A partir de 1990, o Brasil adota políticas de abertura comercial (iniciadas por Collor: 1990-92), controla a inflação (via Plano Real: 1994) e aprova decretos/portarias (entre 1995-98) que ficaram conhecidos como “*regime automotivo brasileiro*” (de Negri 1999; Camargo 2006; Torres 2011). Tal cenário propiciou a entrada de diversas montadoras no país, tais como: Honda e Peugeot-Citroën (1997), Renault (1998), Nissan (2001), CAOA (2007), Hyundai (2012) e Jeep (2015).<sup>2</sup>

Dentre as montadoras *tradicionalistas* (pré-abertura econômica), atuantes no Brasil, Camargo (2006, p.153-156) afirma que a Fiat, Volks e GM tem adotado uma postura mais descentralizada (*i.e.*: com maior autonomia das filiais locais), enquanto a Ford se mantém dependente de adaptações veiculares definidas nos Estados Unidos e Europa. Embora as *recém-chegadas* (pós 1990) tendam a depender mais de suas matrizes (pois suas escalas reduzidas de produção/vendas, no Brasil, não permitem uma maior descentralização), empresas como a Renault tem conseguido ganhar mercado

<sup>2</sup> Algumas montadoras possuíam demanda interna, via importação, mesmo antes de iniciar sua produção no Brasil.

e já possuem centros próprios de desenvolvimento local. Apesar disso, o autor declara que “Após a análise da trajetória de quinze empresas (Toyota, Nissan, Honda, Mitsubishi, Hyundai, General Motors, Ford, Chrysler, Volkswagen, Fiat, Peugeot-Citroën, Renault, Rover e Volvo), concluiu-se que não houve uma solução única ou um único modelo de produção, mas sim uma variedade de soluções e condições de sucesso.” (Camargo 2006, p.82).

O fato é que a indústria automotiva brasileira prosperou e, atualmente, é a 9ª maior do planeta, com vasto mercado efetivo e potencial, uma cadeia estruturada de fornecedores (capazes de suprir mais de 80% da demanda)<sup>3</sup> e mão-de-obra de baixo custo relativo, especializada em veículos econômicos (Goldenstein e Casotti 2008). O setor inclui 26 montadoras e 67 plantas industriais, espalhadas em 10 estados, com capacidade para produzir até 5,05 milhões de veículos ao ano (Anfavea 2020). Ainda assim, Silva (2008) e Santos (2011) afirmam que o segmento é dominado por multinacionais, cujo volume de capital impõe barreiras à entrada de novas firmas.

Para Souza e Rego (2016), esta guinada só foi possível após o Plano Real permitir o aumento do crédito (de médio/longo prazo) ao consumidor. Ademais, a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), iniciada em dezembro de 2008, manteve a demanda elevada nos anos seguintes (Borghi 2013). Sonaglio e Flor (2015) afirmam que até 31,07% das vendas automotivas de 2012, deveram-se a esta “política setorial”. Apesar disso, o setor começou a desacelerar entre 2012-2013 (Tabela 1).

Nos anos seguintes, a recessão iniciada em 2014, a redução das exportações de veículos (principalmente à Argentina, também em crise), o retorno do IPI integral (em 2015), a elevação dos juros (entre 2013-2015) e a incerteza sobre um possível ajuste fiscal prejudicaram as vendas do setor e dificultaram o financiamento bancário (Apolinário 2015). Para Souza e Rego (2016), 2014 interrompeu uma longa fase de expansão da produção automotiva brasileira. A Tabela 1 revela que os licenciamentos diminuíram quase 26,6% entre 2014-2015 e obtiveram uma queda de mais de 41,4% entre 2014-2016 (caindo de 3,5 para 2,57 e, posteriormente, 2,05 milhões, respectivamente). No total, 14.501 empregados foram desligados e mais de 36.900 entraram em regime de férias coletivas e/ou suspensão de contrato (*lay-off*) (Anfavea 2020).

<sup>3</sup> Apenas o setor de autopeças, com cerca de 640 unidades distribuídas em 10 estados, representa quase 5% do PIB Industrial do Brasil (Goldenstein e Casotti 2008).

**Tabela 1 - Oferta e demanda de veículos novos no Brasil: 2012-2019**

Ano	Demanda Nacional por Veículos (licenciamentos: milhões)			Oferta Nacional de Veículos (produção: milhões)			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)

**Nota:** Como todo veículo novo, vendido no Brasil, precisar ser licenciado, o somatório de licenciamentos revela a demanda total doméstica por este bem.

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da Anfavea (2020).

A Tabela 1 indica haver certa proximidade entre a oferta (B) e a demanda (A) por veículos no Brasil (entre 2012-2019, constatou-se que  $B/A = 1,02$ ). Tal resultado sugere que as montadoras manteriam estoques como prevenção às oscilações de demanda. Segundo Mankiw (2015, cap.17.3), os estoques ficariam mais volumosos e onerosos quando a demanda cai, desestimulando a produção futura (e vice-versa). Como  $B/A < 1$  (oferta < demanda), entre 2012-2015, e  $B/A > 1$  (oferta > demanda), entre 2016-2019, pode-se inferir que as empresas usaram seus estoques para concretizar parte das vendas nos 4 primeiros anos e tentaram reestabelecer um nível adequado de armazenagem nos 4 anos seguintes.

De modo geral, a Anfavea (2020) tende a separar as vendas de veículos em 4 categorias, cada uma delas com um perfil específico. A Tabela 2 indica que a procura por veículos leves de uso pessoal (VLP) representa a maior parcela da demanda nacional (81,6%), seguida pelos comerciais leves (14,4%), caminhões (3,4%) e ônibus (0,6%).

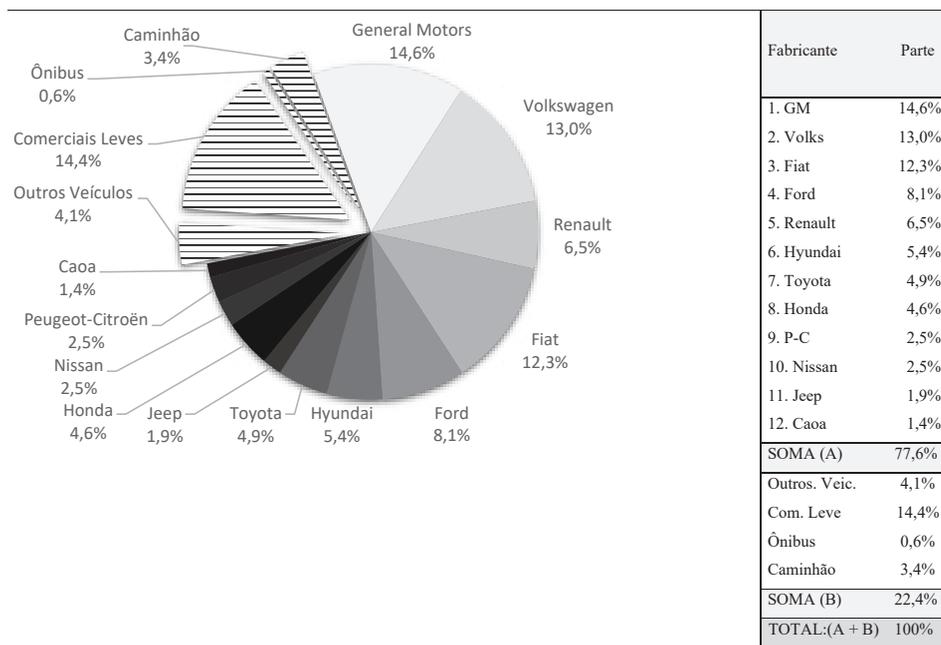
Tabela 2 - Categoria de veículo novo consumido no Brasil entre 2012 e 2019

	(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: 100% = 2,91 milhões de veículos ou, precisamente, 2.910.088 (média anual: 2012-2019).

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

Na realidade, apenas as vendas de VLPs, das 12 maiores fabricantes do país, representam 77,6% da demanda total (Gráfico 1). Entre 2012-2019, o comportamento das 5 maiores montadoras (sendo elas: General Motors, Volkswagen, Fiat, Ford e Renault) foi semelhante, com redução das vendas entre 2013-2014 e pior desempenho em 2016 (exceto a Fiat, cujas vendas continuaram caindo em 2017). Curiosamente, Hyundai, Toyota e Jeep aumentaram suas vendas no período mencionado (Anfavea 2020).



**Gráfico 1- Desagregação do consumo de veículos leves por fabricante**

Nota: 100% = 2,91 milhões de veículos ou, precisamente, 2.910.088 (média anual: 2012-2019).

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

Dada a elevada representatividade dos VLPs, buscou-se analisar os determinantes da demanda interna por veículos (novos) nacionais e estrangeiros (100% do total), apenas nacionais (84,3%), apenas VLPs (81,6%) (Tabela 2) e VLPs provenientes de cada uma das 12 maiores montadoras do país, cuja demanda chega a 77,6% do total (Gráfico 1). Para tanto, deve-se compreender os principais determinantes da demanda por veículos.

### 3. Principais Determinantes da Demanda por Veículos

A literatura reconhece que os automóveis novos são *bens normais*, com demanda negativamente associada ao preço e positivamente relacionada à renda (Dyckman 1965; Baumgarten Jr. 1972; Johnson 1978; McCarthy 1996; de Negri 1998; Ipea 2009). Além disso, dada a possível substituição

entre carros novos e usados, um aumento no preço dos usados poderia estimular a demanda por veículos novos (Nicolay e Jesus 2019). A mesma lógica se aplica ao preço dos veículos importados (de Negri 1998).

Como parte das vendas deste setor depende de financiamentos, uma redução na oferta de crédito e/ou elevação dos juros poderia inibir a demanda por veículos (de Negri 1998; Alvarenga *et al* 2010; Fauth, Morais e Clezar 2009; 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 atraentes frente aos estrangeiros, estimulando a demanda pelos automóveis nacionais (Barber, Click e Darrough 1999; Nawi *et al* 2013; Kaya, Kaya e Çebi 2019; Fernandes e Dantas 2020).

O estoque de veículos também parece explicar a demanda (Dyckman 1965; Chuang e Zhao 2019). Para Blanchard (1983), os custos inerentes à manutenção de vastos estoques de veículos levariam as concessionárias a estimular a demanda via reduções de preços, financiamentos facilitados, garantias estendidas e/ou revisões e emplacamentos gratuitos.

A fim de captar os aspectos psicológicos da demanda, Hymans, Ackley e Juster (1970) e Kaya, Kaya e Çebi (2019) concluíram que o Índice de Confiança do Consumidor (ICC), que avalia a percepção do consumidor quanto à sua situação econômica, explicaria parte das vendas deste setor. Portanto, consumidores otimistas, quanto ao seu próprio futuro, tenderiam a consumir mais e vice-versa. Ademais, as incertezas oriundas do mercado externo e do descontrole inflacionário poderiam deixar o consumidor mais cauteloso, inibindo a demanda interna (Chifurira *et al* 2014; Fantazzini e Toktamysova 2015; Islam *et al* 2016; Fernandes e Dantas 2020).

Para Blomqvist e Haessel (1978), Levinsohn (1988), Barber, Click e Darrough (1999), Fantazzini e Toktamysova (2015) e Kaya, Kaya e Çebi (2019), aumentos nos combustíveis elevariam o custo de utilização dos automóveis, desencorajando a demanda e empurrando-a para outros meios de transporte (como trens, metrô, ônibus, taxis). Por fim, estudos sugerem que diminuições no IPI reduziram os custos de produção automobilísticos, com reflexos positivos sobre a demanda (Ipea 2009; Alvarenga *et al* 2010; Apolinário 2018).<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Wilbert *et al* (2014), em contrapartida, não encontrou significância entre o IPI e as vendas de automóveis.

O Quadro 1 revela as hipóteses associadas às variáveis descritas nesta seção. Note que os sinais sugeridos se referem à demanda agregada por veículos. No caso da demanda por marcas específicas, é natural que alguns sinais variem. Por exemplo, um aumento no preço dos veículos nacionais ( ) e/ou nos combustíveis ( ou ) tenderia a reduzir a demanda geral, mas poderia aumentar a procura por automóveis mais populares e/ou econômicos.

Variável	Sigla	Sinal Esperado	Hipóteses
Renda Interna	<i>Y</i>	+	Efeito renda p/ bem normal
Preços dos veículos novos no Brasil	<i>PVB</i>	-	Efeito preço p/ bem normal
Preços dos veículos no exterior	<i>PVE</i>	+	Efeito substituição (nacional vs importado)
Preços dos veículos usados no Brasil	<i>PVU</i>	+	Efeito substituição (novo vs usado)
Inflação	<i>INF</i>	-	A inflação elevada poderia gerar apreensão nos consumidores e, também, dificultar as vendas a prazo
Preço da gasolina	<i>GAS</i>	-	O combustível representa o custo de uso dos veículos
Preço do etanol	<i>ETA</i>	-	O combustível representa o custo de uso dos veículos
Taxa de juros	<i>TJ</i>	-	Juros maiores dificultariam o financiamento de veículos
Taxa de câmbio	<i>TC</i>	+	Desvalorizações cambiais reduziram o preço relativo dos veículos nacionais frente aos estrangeiros
Oferta de crédito ao consumidor	<i>CC</i>	+	A oferta de crédito poderia viabilizar certas demandas reprimidas por veículos
Índice de confiança do consumidor	<i>ICC</i>	+	Indivíduos mais confiantes quanto ao seu futuro econômico tendem a poupar menos e consumir mais
Veículos em estoque	<i>EST</i>	+	Estoques elevados são custosos e poderiam encorajar "promoções" a fim estimular a demanda
Dummy de IPI reduzido	<i>D.IPI</i>	+	A redução do IPI permite que os veículos sejam vendidos a um valor abaixo do normal, estimulando a demanda
Risco-Brasil	<i>RB</i>	-	Elevações no risco-país poderiam deixar os consumidores mais cautelosos, com reflexos negativos sobre a demanda

**Quadro 1 - Hipóteses associadas aos principais determinantes da demanda por veículos**

Fonte: Elaboração própria com base nos autores mencionados na presente seção.

#### 4. Metodologia e Base de Dados

A seção anterior revelou que a demanda por veículos ( $DV$ ) depende da(o): renda interna ( $Y$ ), preço dos veículos (novos) no Brasil ( $PVB$ ), no exterior ( $PVE$ ) e usados ( $PVU$ ), inflação ( $INF$ ), preço da gasolina ( $GAS$ ) e do etanol ( $ETA$ ), taxa de juros ( $TJ$ ) e de câmbio ( $TC$ ), oferta de crédito ao consumidor ( $CC$ ), índice de confiança do consumidor ( $ICC$ ), estoques de veículos ( $EST$ ), períodos de IPI reduzido ( $D.IPI$ ) e risco-Brasil ( $RB$ ). Formalmente:

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

Onde:  $DV$  é um termo genérico que será desagregado em: a) demanda de veículos nacionais e importados ( $DV^{n+i}$ ); b) nacionais ( $DV^n$ ); c) leves de uso pessoal ( $DVL^{n+i}$ ); d) leves de uso pessoal por montadora específica ( $DVL_{m=1, \dots, 12}^{n+i}$ ).

Nos trabalhos empíricos, sobre a demanda por veículos, notou-se a prevalência de estimações via Mínimos Quadrados Ordinários – MQO (de Negri 1998; Wilbert *et al* 2014; Islam *et al* 2016; Apolinário 2018), vetores autorregressivos – 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) e modelos autorregressivos, integrados de média móvel – ARIMA (Kaya, Kaya e Çebi 2019) e de defasagens distribuídas – ARDL (Nicolay e Jesus 2019).

Nesta pesquisa, optou-se pelo ARDL, de Pesaran e Shin (1998), pela sua capacidade de: a) admitir a possibilidade de cointegração entre variáveis  $I(0)$  (estacionárias em nível) e/ou  $I(1)$  (estacionárias na primeira diferença);<sup>5</sup> b) permitir análises de curto e longo-prazo (quando há cointegração); c) controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos;<sup>6</sup> d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os encontrados via cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (Greene 2008; Nkoro e Uko 2016).

<sup>5</sup> A cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só admite variáveis com a mesma ordem.

<sup>6</sup> “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 enables us analyze the reference model.” (Nkoro e Uko 2016, p.78-79).

Como os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS) e Ng-Perron (NP) são preferíveis ao Dickey-Fuller aumentado (ADF), Philips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Zivot e Wang 2006, p.132), optou-se pelo DF-GLS, proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), que adota a não estacionariedade como hipótese nula ( $H_0$ ).<sup>7</sup> Logo, se as séries forem  $I(0)$  ou  $I(1)$ , são efetuadas regressões via MQO (Equação 2), definindo-se as defasagens ótimas via critério de Akaike (AIC) ou Schwarz (SC). Feito isto, deve-se assegurar que os resíduos da regressão são normais, homocedásticos e sem auto-correlação serial – ACS (Greene 2008). Nesta pesquisa, optou-se pelo critério SC, que tende a selecionar modelos mais parcimoniosos que o AIC.

A heterocedasticidade e a ACS residual podem ser contornadas via matrizes de White (1980) ou HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*), de Newey e West (1987). Ademais, a não normalidade pode ser solucionada ao controlar os resíduos discrepantes (via *dummies*), conforme sugerido por Firme e Simão Filho (2014, p. 697).

A Equação 2, para um ARDL típico, revela que  $y_t$  é explicada por suas 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  $i = 0, \dots, p$  defasagens e  $j = 1, \dots, k$  variáveis).  $\alpha$  e  $u_t$  referem-se à constante e ao resíduo, enquanto  $\gamma_i$  e  $\beta_{j,i}$  são coeficientes de impacto, 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).

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

Se o modelo estimado for cointegrado e possuir resíduos bem-comportados, pode-se mensurar os impactos de curto e longo-prazos das variáveis expostas na Equação 2 (Greene 2008). Para tanto, usou-se o teste de fronteira de Pesaran, Shin e Smith - PSS (2001), que permite verificar a cointegração entre variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$ .<sup>8</sup> Se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior, assume-se que há cointegração (rejeita-se  $H_0$ ),

<sup>7</sup> Para os autores, os testes DF-GLS e NP são menos suscetíveis ao tamanho amostral, produzem estimativas mais eficientes/consistentes, principalmente quando há termos determinísticos na regressão auxiliar, e não requerem hipóteses restritivas sobre a distribuição dos resíduos.

<sup>8</sup> "The ARDL cointegration technique is used in determining the long run relationship between series with different order of integration (...). The reparameterized result gives the short-run dynamics and long run relationship of the considered variables." (Nkoro e Uko 2016, p.68)

caso contrário, se a estatística F for menor que o valor crítico inferior, não há cointegração (aceita-se  $H_0$ ). 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 ( $\Delta$ ), e verificar se  $H_0: \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$  (isto é: não há cointegração):

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (3)$$

Onde:  $\rho$  e  $\delta_j$  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.

Rejeitando-se  $H_0$  (isto é: existe cointegração), usa-se as estimativas da Equação 2 para obter os coeficientes de longo-prazo, das  $j$  variáveis explicativas ( $\theta_j$ ). Logo Greene (2008):

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

Portanto, o impacto de longo-prazo ( $\theta_j$ ) é o somatório dos impactos intertemporais da própria variável  $j$  ( $\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}$ ) ponderado pelo efeito multiplicador das defasagens da variável dependente ( $1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i$ ), ambos estimados na Equação 2.

Ao tomar a Equação 2 em diferença ( $\Delta$ ) e filtrar os efeitos de longo-prazo (usando os  $\theta_j$  da Equação 4) via Vetor de Correção de Erros (VCE), pode-se medir tanto os efeitos de curto-prazo das variáveis explicativas ( $\beta_{j,i}^*$ ) e das defasagens da variável dependente ( $\gamma_i$ ) quanto a velocidade de ajustamento do modelo ( $\phi$ ), que mede o tempo necessário para que a variável dependente ( $y_t$ ) se estabilize, após um choque qualquer (Greene 2008). Formalmente:

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \phi VCE_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Onde:

$$VCE_t = y_t - \alpha - \sum_{j=0}^k X_{j,t} \theta_j; \gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m; \beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m}$$

O procedimento descrito nesta seção foi usado na avaliação dos determinantes da demanda por automóveis no Brasil ( $DV$ ). Para tanto, estimou-se a Equação 2 (ARDL), com  $y_t = DV_t$ ,  $X_j$  sendo a matriz de variáveis explicativas (elencadas na Equação 1) e  $i = 1, \dots, 4$  defasagens (sendo o limite de  $i$  definido com base no grau de liberdade das estimações).

#### 4.1. Base de Dados

A fim de analisar a demanda por veículos no Brasil, considerou-se as variáveis sugeridas na Equação 1, com frequência mensal referente a janeiro/2012 [ano em que a Anfavea (2020) passou a divulgar estatísticas específicas para as diferentes montadoras] e dezembro de 2019. Optou-se por não incluir dados posteriores devido à pandemia de Corona-vírus, que assolou o país a partir de fevereiro de 2020 (Ministério da Saúde 2022) e certamente influenciaria os resultados, exigindo controles adicionais que fogem ao escopo desta pesquisa. Deste modo, a base de dados contou com as seguintes variáveis:<sup>9</sup>

- ⇒  $DV$  (variável dependente) – 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 oriundos de cada uma das 12 principais montadoras do país ( $DVL_{m=1,\dots,12}^{n+i}$ ), sendo estas últimas descritas no Gráfico 1. A demanda por veículos (Anfavea 2020) foi dividida pela população brasileira, estimada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua – PNAD (Ipeadata 2020),<sup>10</sup> e multiplicada por 1 milhão.
- ⇒  $Y$  – renda doméstica. Usou-se o PIB mensal corrente (em bilhões de R\$) do Banco Central (BACEN/Boletim/Ativ.Ec.), convertido em valores constantes de dezembro de 2018 via IPCA. Tanto o PIB quanto o IPCA estão disponíveis em Ipeadata (2020).
- ⇒  $PVB$  – preço médio dos veículos brasileiros. Usou-se o índice de preços ao produtor ( $dez\ 2018=100$ ), referente à fabricação de veículos auto-

<sup>9</sup> Com exceção das *dummies*, das variáveis em percentuais (Quadro 2) e das vendas da Honda ( $DVL_m=Honda+i$ ), com problemas de raiz unitária (Tabela 3), as demais variáveis foram tomadas em logaritmo para que os coeficientes estimados reflitam as elasticidades entre as variáveis explicativas e a dependente (Wooldridge 2010, p.44).

<sup>10</sup> Os valores de janeiro e fevereiro de 2012 (ditos  $MIt$ ), indisponíveis na PNAD, foram deduzidos com base no crescimento populacional dos meses seguintes. Logo:  $MIt=MIt+1*1-[(MIt+2-MIt+1)/MIt+1]$ .

- motores, reboques e carrocerias, do IBGE/IPP, disponível em Ipeadata (2020). Como *PVB* capta os preços pela ótica do produtor, a variação mensal do IPCA para veículos novos ( $IPCA^{VEIC}$ ), convertida em índice ( $dez\ 2018=100$ ) e disponível no SIDRA/IBGE (2020a), também foi considerada.<sup>11</sup>
- ⇒ *PVE* – preço dos veículos no exterior. Usou-se o índice, da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX, que mede o preço médio dos veículos automotores, reboques e carrocerias importados pelo Brasil ( $dez\ 2018=100$ ) (Ipeadata 2020).
- ⇒ *PVU* – usou-se a variação mensal (%) no preço de veículos usados, baseada no IPCA e calculada pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA/IBGE (2020b).
- ⇒ *INF* – taxa de inflação. Calculada com base no IPCA do IBGE, mede a variação do nível geral de preços no Brasil (Ipeadata 2020).
- ⇒ *GAS* e *ETA* – o preço médio da gasolina e do etanol, disponibilizado pela Agência Nacional do Petróleo – ANP (2020), foi transformado em valor constante de dezembro/2018 via IPCA (Ipeadata 2020). Como mais de 90% dos veículos leves no Brasil são “*dual-fuel*”, ou seja, aceitam gasolina e/ou etanol (Anfavea 2020), a variável “combustível” (*COMB*), também foi testada e refere-se à média dos preços destes combustíveis  $[(GAS+ETA)/2]$ .
- ⇒ *TJ* – taxa de juros. Considerou-se a taxa SELIC/*Overnight* (nominal) do Banco Central do Brasil – Bacen (Ipeadata 2020) e sua versão transformada em valores reais via IPCA, denominada (*TJR*). Formalmente:  $TJR = (1 + TJ\ nominal)/(1 + taxa\ de\ inflação)$ .
- ⇒ *TC* – taxa de câmbio. Usou-se a taxa de câmbio real (índice:  $dez\ 2018=100$ ), para veículos automotores, reboques e carrocerias, do Ipea (Ipeadata 2020).<sup>12</sup> A variação mensal da taxa de câmbio real (*VTC*) também foi testada.

<sup>11</sup> Alvarenga *et al* (2010) e Sonaglio e Flor (2015) consideraram índices de preços voltados ao produtor em suas análises sobre a demanda veicular. Já de Negri (1998) e Nicolay e Jesus (2019) usaram índices direcionadas à demanda. De qualquer modo, dada a elevada correlação entre *PVB* e *IPCAVEIC* (0,87), é pouco provável que esta escolha (entre ambas as *proxies*) altere, consideravelmente, os resultados desta pesquisa.

<sup>12</sup> Trata-se de uma média ponderada das taxas de câmbio bilaterais reais (e) dos 23 principais parceiros do Brasil. O cálculo depende do câmbio nominal (E), em R\$/moeda estrangeira, dos preços dos veículos, reboques, carrocerias e autopeças no Brasil (P) e do IPC do país parceiro (P\*). Assim:  $e=(E*P^*)/P$ .

- ⇒ *CC* – oferta de crédito. Usou-se a oferta de crédito para a aquisição de veículos por pessoas físicas (em bilhões de R\$), disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (Banco Central do Brasil 2020) e convertido em valores constantes de dez/2018 via IPCA.
- ⇒ *ICC* – índice de confiança do consumidor da Fecomercio/SP (dez 2018=100), que mede a confiança da população na situação do país e de sua própria família (Ipeadata 2020). A variação mensal da confiança do consumidor (*VCC*) também foi testada.
- ⇒ *EST* – o estoque de veículos da *Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores* (Ipeadata 2020), de dezembro de 2010 (último dado da série), foi atualizado até dezembro de 2019 com base na diferença entre a oferta líquida de veículos (produção menos exportação) e a demanda interna (licenciamentos nacionais), ambos do Anfavea 2020.
- ⇒ *D.IPI* – Incluiu-se uma variável *dummy* para os períodos de IPI reduzido, com valores unitários nos meses onde houve redução (isto é: Mai/2012 a Dez/2014) e zero para os demais. Mais detalhes em Wilbert *et al* (2014, p 111) e em Ministério da Economia (2020).
- ⇒ *RB* – Mensurou-se o Risco-Brasil via *Emerging Markets Bond Index Plus - EMBI+Br* (Ipeadata 2019), que 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 algumas políticas podem levar mais de 4 meses (defasagem máxima considerada) para afetar a demanda (*DV*),<sup>13</sup> testou-se os valores acumulados (soma em 12 meses) da taxa de juros ( $TJ_{12}$  e  $TJR_{12}$ ), câmbio ( $TC_{12}$ ), índice de confiança do consumidor ( $ICC_{12}$ ) e das variações destas duas últimas ( $VTC_{12}$  e  $VCC_{12}$ ). Além disso, considerou-se a oferta média de crédito, nos últimos 9 meses ( $CC_9$ ),<sup>14</sup> e de estoques, nos últimos 12 meses ( $EST_{12}$ ). Como as séries *PVU* e  $IPCA^{VEIC}$  iniciam-se em janeiro de 2012, não foi possível testá-las de forma acumulada.

<sup>13</sup> Ver Mankiw (2015, Cap. 18.1): “Os Hiatos entre a Implementação das Políticas Econômicas e seus Efeitos”.

<sup>14</sup> Como *CC* tornou-se disponível apenas em março de 2011, não foi possível avaliá-la nos últimos 12 meses.

O Quadro 2, com as principais estatísticas dos dados utilizados, revela uma demanda interna mensal em torno de 242,51 mil veículos (nacionais e importados) ( $DV^{n+i}$ ) entre 2012-2019, o que equivale a  $242,51 * 12 \cong 2.91$  milhões anuais (rever Gráfico 1).

Variáveis Dependentes						Variáveis Explicativas (continuação)					
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	$TC$	Índice	90,72	66,22	115,40	10,71
$DV^n$	Milhar	204,46	121,30	340,91	45,53	$VTC$	$\Delta\%$ a.m.	0,47	-9,31	9,69	2,98
$DVL^{n+i}$	Milhar	197,74	112,36	352,01	48,86	$CC$	Bilhão R\$	9,12	5,78	13,73	1,83
$DVL_{m=GM}^{n+i}$	Milhar	35,34	20,05	65,00	9,08	$ICC$	Índice	93,39	66,16	133,16	18,27
$DVL_{m=Volks}^{n+i}$	Milhar	31,44	8,83	77,13	13,83	$VCC$	$\Delta\%$ a.m.	-0,18	-9,94	11,62	4,49
$DVL_{m=Fiat}^{n+i}$	Milhar	29,87	9,55	82,30	17,27	$EST$	Milhar	173,26	20,83	351,22	108,65
$DVL_{m=Ford}^{n+i}$	Milhar	19,59	10,77	33,67	5,13	$D.IPI$	Binária	0,33	0,00	1,00	0,47
$DVL_{m=Renault}^{n+i}$	Milhar	15,84	7,22	27,91	4,16	$RB$	Índice	268,24	142	523	75,65
$DVL_{m=Hyundai}^{n+i}$	Milhar	14,38	3,31	20,28	2,49	Variáveis Explicativas Acumuladas					
$DVL_{m=Toyota}^{n+i}$	Milhar	11,89	4,32	17,66	2,95	$Y_{12}$	Bilhão R\$	585,63	559,46	614,70	15,17
$DVL_{m=Honda}^{n+i}$	Milhar	11,25	6,07	17,09	1,84	$PVB_{12}$	Índice	84,57	72,11	102,33	9,31
$DVL_{m=p-c}^{n+i}$	Milhar	6,01	2,69	16,07	3,12	$PVE_{12}$	Índice	101,73	96,76	106,50	3,01
$DVL_{m=Nissan}^{n+i}$	Milhar	6,01	2,92	11,73	1,78	$INF_{12}$	$\Delta\%$ a.a.	4,75	2,30	8,97	1,76
$DVL_{m=Jeep}^{n+i}$	Milhar	4,54	0,10	12,43	4,06	$GAS_{12}$	R\$	4,04	3,83	4,47	0,18
$DVL_{m=CAOA}^{n+i}$	Milhar	3,31	0,98	7,92	1,60	$ETA_{12}$	R\$	2,81	2,55	3,08	0,13
Variáveis Explicativas						$COMB_{12}$	R\$	3,43	3,22	3,70	0,14
$Y$	Bilhão R\$	587,64	544,71	633,07	22,29	$TJ_{12}$	% a.a.	10,06	6,07	14,16	2,63
$PVB$	Índice	86,67	73,26	104,50	9,88	$TJR_{12}$	% a.a.	5,08	1,36	9,83	2,12
$IPCA^{VEIC}$	Índice	96,45	86,53	101,13	4,71	$TC_{12}$	Índice	88,31	64,65	106,33	11,02
$PVE$	Índice	101,65	93,18	107,35	3,48	$VTC_{12}$	$\Delta\%$ a.a.	6,54	-25,00	38,10	12,80
$PVU$	$\Delta\%$ a.m.	-0,25	-4,20	1,78	0,90	$CC_9$	Bilhão R\$	9,22	6,27	13,02	1,74
$INF$	$\Delta\%$ a.m.	0,39	-0,22	1,23	0,28	$ICC_{12}$	Índice	95,45	69,05	126,74	18,55
$GAS$	R\$	4,05	3,74	4,71	0,22	$VCC_{12}$	$\Delta\%$ a.a.	-2,35	-28,08	28,93	14,03
$ETA$	R\$	2,79	2,42	3,17	0,17	$EST_{12}$	Milhar	186,66	46,20	318,28	106,22
$COMB$	R\$	3,42	3,12	3,82	0,17	$RB_{12}$	Índice	266,03	174,17	420,67	66,35
$TJ$	% a.m.	0,77	0,37	1,22	0,23	Variável Auxiliar					
$TJR$	% a.m.	0,38	-0,81	1,03	0,32	$POP^{BR}$	Milhão	203,51	196,79	210,08	3,89

## Quadro 2 - Análise Descritiva das Variáveis

Notas: a) Unid. = Unidade de Medida; Min. = mínimo; Máx. = máximo; D.P. = Desvio Padrão. b) Com exceção das variáveis em %, todas foram tomadas em logaritmo ( $Ln$ ) nas análises subsequentes. c) Nas variáveis dependentes ( $DV$ ), usou-se:  $Ln \left[ \left( \frac{DV_{milhar}}{POP_{milhão}} \right) * 1000 \right]$ . d) Como as vendas da Hyundai iniciaram-se em outubro/2012, considerou-se dados a partir de janeiro/2013 para esta variável.

Fonte: Elaboração própria.

## 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).<sup>15</sup>

Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária de 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
<i>Ln(DV<sup>n+i</sup>)</i>	-1,696	-10,278***	<i>TJR</i>	-4,027***	-10,298***
<i>Ln(DV<sup>n</sup>)</i>	-1,795	-10,168***	<i>Ln(TC)</i>	-2,029	-7,129***
<i>Ln(DVL<sup>n+i</sup>)</i>	-1,870	-10,346***	<i>VTC</i>	-7,042***	-12,750***
<i>Ln(DVL<sub>m=GM</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-3,510**	-1,980	<i>Ln(CC)</i>	-1,059	-1,932
<i>Ln(DVL<sub>m=Volks</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,100	-9,455***	<i>Ln(ICC)</i>	-1,083	-3,954***
<i>Ln(DVL<sub>m=Fiat</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-1,562	-9,705***	<i>VCC</i>	-9,302***	-13,888***
<i>Ln(DVL<sub>m=Ford</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-4,052***	10,081***	<i>Ln(EST)</i>	-2,532	1,348
<i>Ln(DVL<sub>m=Reunault</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,219	-11,680***	<i>Ln(D. IPI)</i>	-1,691	-9,689***
<i>Ln(DVL<sub>m=Hyundai</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-4,741***	-1,084	<i>Ln(RB)</i>	-1,901	-3,736***
<i>Ln(DVL<sub>m=Toyota</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-1,716	-10,018***	<i>Ln(Y<sub>12</sub>)</i>	-2,138	-1,575
<i>Ln(DVL<sub>m=Honda</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,388	-2,097	<i>Ln(PVB<sub>12</sub>)</i>	-2,382	-2,229
<i>Ln(DVL<sub>m=p-c</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,351	-9,126***	<i>Ln(PVE<sub>12</sub>)</i>	-2,831*	-1,192
<i>Ln(DVL<sub>m=Nissan</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,799*	-10,414***	<i>INF<sub>12</sub></i>	-1,575	-5,748***
<i>Ln(DVL<sub>m=Jeep</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-1,629	-8,674***	<i>Ln(GAS<sub>12</sub>)</i>	-2,574	-2,121***
<i>Ln(DVL<sub>m=CAOA</sub><sup>n+i</sup>)</i>	-2,556	-9,584***	<i>Ln(ETA<sub>12</sub>)</i>	-2,551	-2,276
<i>DVL<sub>m=Honda</sub><sup>n+i</sup></i>	2,769*	-8,692***	<i>Ln(COMB<sub>12</sub>)</i>	-2,307	-2,269
Variáveis Explicativas			<i>TJ<sub>12</sub></i>	-1,904	-3,584**
<i>Ln(Y)</i>	-0,839	-2,906*	<i>TJR<sub>12</sub></i>	-2,424	-2,824*
<i>Ln(PVB)</i>	-1,527	-8,473***	<i>Ln(TC<sub>12</sub>)</i>	-2,925*	-2,584
<i>Ln(IPCA<sup>VEIC</sup>)</i>	-1,266	-8,057***	<i>VTC<sub>12</sub></i>	-2,664	-6,934***
<i>Ln(PVE)</i>	-2,861*	-9,977***	<i>Ln(CC<sub>9</sub>)</i>	-0,528	-5,513***
<i>PVU</i>	-4,411***	-14,911***	<i>Ln(ICC<sub>12</sub>)</i>	-2,247	-1,743
<i>INF</i>	-4,704***	-10,142***	<i>VCC<sub>12</sub></i>	-1,863	-10,025***
<i>Ln(GAS)</i>	-2,454	-7,514***	<i>Ln(EST<sub>12</sub>)</i>	-2,730#	-1,763
<i>Ln(ETA)</i>	-3,578**	-6,082***	<i>Ln(RB<sub>12</sub>)</i>	-2,347	-2,392
<i>Ln(COMB)</i>	-3,049*	-6,635***			

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 (H0): há raiz unitária (não é estacionária).

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

<sup>15</sup> "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).

Diferentemente das demais variáveis dependentes, não foi possível tomar a demanda por veículos da Honda ( $DVL_{m=Honda}^{n+i}$ ) em logaritmo.<sup>16</sup> Ademais, como os estoques ( $EST$ ), a taxa de juros ( $TJ$ ) e os valores acumulados do PIB ( $Y_{12}$ ), Risco-Brasil ( $RB_{12}$ ), preço dos veículos brasileiros ( $PVB_{12}$ ), etanol ( $ETA_{12}$ ) e combustíveis ( $COMB_{12}$ ) revelaram-se inadequados (TABELA 3), prosseguiu-se com as seguintes variáveis:  $Y$ ,  $RB$ ,  $PVB$ ,  $PVE$ ,  $COMB$ ,  $EST_{12}$  e  $TJ_{12}$ . A rigor, seria possível usar  $PVE_{12}$  (ao invés de  $PVE$ ), mas isto dificultaria a comparação com  $PVB$ . Quanto às opções de câmbio ( $TC$ ,  $TC_{12}$ ,  $VTC$  e  $VTC_{12}$ ) e de confiança do consumidor ( $ICC$ ,  $VCC$  e  $VCC_{12}$ ), o critério SC da estimação para a demanda total brasileira por veículos ( $DV^{n+i}$ ) sugere que  $VTC_{12}$  e  $VCC_{12}$  são preferíveis às demais. O mesmo critério foi usado na exclusão da inflação ( $INF$  e  $INF_{12}$ ) e nas inclusões de COMB (ao invés de GAS e ETA) e  $PVB$  (em detrimento de  $IPCA^{VEIC}$ ). Portanto, os modelos 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 garantir que as variáveis são  $I(0)$  ou  $I(1)$ , estimou-se modelos ARDL 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 das 12 principais montadoras do país (Modelos D a O) (Tabela 4).

O Modelo A (Tabela 4), escolhido via critério SC (dentre 50.331.648 estimações), possui boa capacidade explicativa ( $R^2$  ajustado = 0,964), resíduos bem-comportados (ou seja: normais, homocedásticos e não correlacionados) e variáveis cointegradas (*estat. F* = 7,427).<sup>17</sup> Ademais, o vetor de correções de erros (VCE) revela que qualquer choque se estabilizaria em, aproximadamente, 26 dias ou  $(1/1.154) = 0.87$  meses. Verificou-se que um crescimento de 10% no PIB ( $Y$ ) expandiria a demanda total por veículos ( $DV^{n+i}$ ) em 31.28% no curto-prazo (efeito inicial) e 16.31% no longo-prazo (efeito total).<sup>18</sup>

<sup>16</sup> Sugere-se cautela ao analisar os coeficientes associados à  $DVL_{m=Honda}^{n+i}$ , pois, no modelo Nível-Log, o impacto de  $x$  (explicativa) sobre  $y$  (dependente) é:  $\Delta y = (\beta/100)\% \Delta x$  (Wooldridge 2010, p. 44).

<sup>17</sup> A descrição dos modelos ARDL ( $p, q_1, \dots, q_k$ ), selecionados nesta pesquisa, está disponível na Tabela 1.A (Apêndice).

<sup>18</sup> O efeito total de  $Y$  (Tabela 4 – Modelo A) considera a Eq.4 e os coeficientes da Tabela 2.A (Apêndice). Logo (nota: o *software* usa 6 casas decimais):  $j=Y=(3,128-1.246)1-(0,201-0,145-0,210) \cong 1,631$ .

Quanto ao efeito total, ainda no Modelo A, notou-se que desvalorizações cambiais ( $VTC_{12}$ ), reduções no IPI ( $D.IPI$ ) e elevações na oferta de crédito ( $CC_9$ ), risco-Brasil ( $RB$ ) e confiança do consumidor ( $VCC_{12}$ ) estimulariam a demanda. Porém, aumentos nos juros ( $TJ$ ), nos preços de veículos novos ( $PVB$ ) e usados ( $PVU$ ) e nos combustíveis ( $COMB$ ) poderiam diminuí-la. Somente o preço dos veículos estrangeiros ( $PVE$ ) e os estoques ( $EST_{12}$ ) não foram significativos e, dentre as significativas, apenas  $PVU$  e  $RB$  mostraram-se divergentes do esperado. Parece que um risco-Brasil ( $RB$ ) maior estimularia a demanda, enquanto o sinal de  $PVU$  sugere que os veículos novos e usados seriam bens complementares, e não substitutos (Tabela 4).

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

Variável Dependente →	SIGLA	Impactos imediatos de Curto-prazo (efeito inicial)														
		(A) D <sup>1</sup> / <sub>t-1</sub>	(B) D <sup>2</sup> / <sub>t-1</sub>	(C) D <sup>3</sup> / <sub>t-1</sub>	(D) GM	(E) Volks	(F) Renault	(G) Fiat	(H) Ford	(I) Hyundai	(J) Toyota	(K) Jeep	(L) Honda	(M) Nissan	(N) P - C	(O) Caaa
Dif. Dem. Veic (-1)	D DV(-1)	0,355***	0,380***	0,378***	-	-	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. veic. 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. veic. Brasil(-1)	D PVB(-1)	-	-	-	-	-	-	2,782*	-	-	-	-	-	-	-	-
Dif. P. veic. Brasil(-2)	D PVB(-2)	-	-	-	-	-	-	11,897***	-	-	-	-	-	-	-	-
Dif. P. veic. 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. veic. ext.(-1)	D PVE(-1)	-	-	-	-	1,555**	-	-	-	-	2,266***	-	-	-5,008***	-3,434***	-
Dif. P. veic. ext.(-2)	D PVE(-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-4,431***	-	-
Dif. P. veic. usado(0)	D PVU(0)	-1,572*	-1,078*	-2,468***	1,395**	-0,689	1,135	0,026	-4,069**	1,946***	1,005	-4,057**	-86,628#	3,170*	-1,059	0,356
Dif. P. veic. usado(-1)	D PVU(-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-5,599***	-	-	-	-	-
Dif. P. combustivel(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. combustivel(-1)	D COMB(-1)	1,315***	1,363***	1,320***	-	-	-	-	1,389***	-	-	-	-	-	-	-
Dif. Tx. Juros (0)	D T <sub>12</sub> (0)	-24,337***	-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 T <sub>12</sub> (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 veic.(0)	D CC <sub>0</sub> (0)	1,029**	0,890**	0,987**	2,716**	2,525**	4,037**	2,685**	3,810**	2,150**	0,680#	-0,128	35,479	1,900**	4,049**	1,567**
Dif. Créd. Compra veic.(-1)	D CC <sub>1</sub> (-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	1,613**	-	-	-	-	-	-
Dif. Var. Conf. Cons.(0)	D VCC <sub>12</sub> (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 <sub>12</sub> (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 <sub>12</sub> (-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-2,005***	-	-	-	-	-
Dif. Estoques(-2)	D EST <sub>12</sub> (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dif. Redução IP(0)	D D <sub>1</sub> PI(0)	0,066	0,090**	0,068#	0,090	0,077	0,014	-0,056	-0,304**	0,217**	0,165**	-0,052	2,987	0,013	-0,077	-0,018
Dif. Redução IP(-1)	D D <sub>1</sub> PI(-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,527**	-	-	-	-
Dif. Redução IP(-2)	D D <sub>1</sub> PI(-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
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**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Notas: (a) \*\*\*, \*\*, \* e # são níveis de significância de 1%, 5%, 10%, e 15%, respectivamente; (b) BP: Breusch-Godfrey; BPG: Breusch-Pagan-Godfrey; JB: Jarque-Bera. Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 9.

Tabela 4 - Estimação dos efeitos de curto prazo e de longo prazo associados à demanda de veículos no Brasil (Continuação)

Varável Dependente →	(A) D <sup>1/4</sup> +1	(B) D <sup>1/2</sup>	(C) D <sup>1/2</sup> +1	(D) GM	(E) Volks	(F) Renault	(G) Fiat	(H) Ford	(I) Hyundai	(J) Toyota	(K) Jeep	(L) Honda	(M) Nissan	(N) P - C	(O) Caoa
Dummy 1º Trimestre	-	-	-	-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	-	-	-	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	-	-	-	0,036	0,048*	0,106**	0,031	0,104**	0,059**	0,039	0,048	-4,395*	0,041	0,068*	0,101**
D(D_POS)	-	-	-	-	-	-	-	0,335**	0,155**	-	-	-	0,412**	-	0,602**
Dummy Resíduo (+)	-	-	-	-	-	-	-	-0,454**	-0,274**	-	-	-	-	-	-
D(D_NEG)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Valor Correção Erro	-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**
<b>Varável (Defasagem)</b>	<b>Impactos de Longo-prazo (efeito total)</b>														
Renda interna	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 veic. Brasil	-0,348*	-0,021	-0,432	-0,863	-1,429**	0,038	-2,788**	-2,202**	1,521**	3,489**	12,173	7,138	-0,301	-4,332**	1,487
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
PVU	-1,362	-1,240	-3,387**	2,858*	-0,448	0,583	0,531	-3,628**	2,494*	26,917**	-9,451	-258,695	2,147*	-2,283	1,983
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
T <sub>1,2</sub>	-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	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**
Var. Taxa de Câmbio	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**
Créd compra veículos	0,259**	0,222**	0,238**	0,465*	0,079	0,532**	0,654**	0,084	0,022	-0,703*	-1,941*	7,309	0,527**	0,308	0,734**
Var. Conf. Consumidor	-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
Estoque	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
Redução do IPI	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
Risco Brasil	-	-	-	-0,112*	-0,091*	-0,235**	-0,14**	-0,082**	-0,187**	-0,161	-0,090	-2,773	-0,115*	-0,167*	0,125
TRIM_1	-	-	-	-0,015	0,070*	0,038	-0,021	0,030	0,010	0,036	-0,065	1,540	-0,107**	0,088	0,224**
TRIM_2	-	-	-	0,063*	0,087**	0,079**	0,069*	0,066**	0,081**	0,082	0,142	-2,792	0,001	0,116	0,204**
TRIM_3	-	-	-	-1,709	-0,408	-9,630	10,379	-21,877**	7,915	1,461	-3,985	-1,638	51,762	-17,833*	42,615*
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
CTE	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dummy Resíduo (+)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dummy Resíduo (-)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Estadísticas de Ajustamento, Contingência e análise residual</b>															
R <sup>2</sup> 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 <sub>0</sub> : Há Contingência	7,427**	7,537**	6,550**	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 <sub>0</sub> : sem ACS	0,544	0,788	0,091	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 <sub>0</sub> : 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 $\chi^2$ de JB - H <sub>0</sub> : 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 # são níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (b) BP: Breusch-Godfrey; BPG: Breusch-Pagan-Godfrey; JB: Jarque-Bera. Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 9.

Salvo algumas alterações na significância e magnitude dos impactos totais (longo-prazo), os resultados associados à demanda por veículos nacionais -  $DV^n$  (Modelo B) e leves de uso pessoal -  $DVL^{n+i}$  (Modelo C) revelaram-se semelhantes aos do Modelo A. Na realidade, nenhum sinal foi alterado e, exceto pela significância de  $PVE$ , cujo aumento poderia reduzir  $DVL^{n+i}$  e  $DV^n$ , as análises anteriores permanecem válidas (Tabela 4).

As estimações para as principais montadoras do Brasil (Modelos D a O) obtiveram boa capacidade explicativa (exceto pela Honda - Modelo L - cujo  $R^2_{ajustado} = 0.55$ , todos os demais  $R^2_{ajustado} \geq 0.84$ ) e cointegração (teste PSS, 2001). Todavia, *dummies* trimestrais (TRIM\_1, 2, 3) foram necessárias a fim de atenuar a não normalidade e a autocorrelação serial (ACS) destes modelos. Conforme indicado na metodologia, a não normalidade remanescente foi eliminada via controle dos resíduos discrepantes (modelos H, I, J, M e O). Nos casos de heterocedasticidade (Modelos G, H, J e M) e/ou ACS (Modelos E, I e L) usou-se a matriz de White e o procedimento HAC, respectivamente.

Quanto aos impactos totais (longo-prazo), notou-se que um aumento da renda ( $Y$ ) estimularia as vendas de 9 das 12 montadoras analisadas (apenas os casos da Hyundai (I), Jeep (K) e Peugeot-Citroën, P-C (N) não foram significantes). Uma elevação no preço dos veículos nacionais ( $PVB$ ) não se revelou significativo para a Renault (F), Jeep (K), Honda (L) e Nissan (M), e poderia até estimular as vendas da Hyundai (I), Toyota (J) e CAO A (O). Contudo, haveria redução em 5 firmas (GM, Volks, Fiat, Ford e P-C).

Um aumento no preço de veículos estrangeiros ( $PVE$ ) também prejudicaria 5 montadoras (Volks, Fiat, Toyota, Jeep e P-C), mas seria irrelevante para 6 delas (sem significância) e beneficiaria apenas a Ford (H). Alternativamente, veículos usados mais caros ( $PVU$ ) prejudicariam a Ford (H) e poderiam favorecer a GM (D), Hyundai (I), Toyota (J) e Nissan (M), mas não teriam significância para metade das montadoras (TABELA 4).

Um aumento no combustível ( $COMB$ ) prejudicaria a Ford (H) e Honda (I). Mas poderia favorecer a GM (D), Volks (E) e Nissan (M), sem gerar impactos significativos nas demais montadoras. Ademais, juros maiores ( $TJ_{12}$ ) não obtiveram significância para metade das empresas. Na realidade, tal política prejudicaria apenas a Ford (H), revelando-se benéfica à Volks, Hyundai, Honda, Nissan e CAO A. Uma desvalorização cambial ( $VTC_{12}$ ) beneficiaria 9 firmas, mas revelou-se irrelevante à GM (D) e Toyota (J).

Apenas a Nissan (M) seria prejudicada, sugerindo um maior grau relativo de dependência externa (como uma importação elevada de insumos, por exemplo). A oferta de crédito ( $CC_9$ ) estimularia as vendas de quase todas as marcas (todos os coeficientes foram positivos). Todavia, não houve significância nos casos da Toyota (J), Jeep (K) e Honda (L).

As vendas da GM (D), Renault (F), Fiat (G), Nissan (M) e CAOA (O) aumentariam com uma maior confiança do consumidor ( $VCC_{12}$ ), enquanto as da Toyota (J) e Jeep (K) poderiam cair. Logo, estas duas últimas seriam beneficiadas frente à incerteza. Maiores estoques ( $EST_{12}$ ) seriam nocivos à Volks (E), Ford (H), Honda (L) e Nissan (M), sem afetar as demais. A redução do IPI ( $D.IPI$ ) foi positiva para metade das firmas. Contudo, não foi significativa para a Renault (F), Honda (L) e CAOA (O) e pode ter lesado a Ford (H), Jeep (K) e Nissan (M). Um risco-Brasil ( $RB$ ) maior dificultaria as vendas da Jeep (K). Todavia, seria favorável à GM (D), Renault (F), Fiat (G), Hyundai (I) e Nissan (M), sugerindo que o automóvel é visto, pelos consumidores destas marcas, como um “investimento seguro” frente ao risco (TABELA 4).

A correlação entre os coeficientes de longo-prazo da Tabela 4 sugere que os clientes da GM, Fiat, Toyota e P-C (correlação  $\geq 0.75$ ) e Honda e P-C (0.71) agem de forma semelhante após choques exógenos. Alternativamente, notou-se certa discrepância entre o comportamento dos consumidores da Volks e Nissan (-0.74), Honda e CAOA (-0.82) e Ford e Hyundai (-0.85).

## 6. Considerações Finais

Dada a relevância econômica do setor automotivo brasileiro, sua influência sobre a cadeia produtiva nacional e a escassez de estudos direcionados às principais montadoras do país, buscou-se analisar os principais determinantes da demanda interna deste segmento. Para tanto, usou-se modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL), com dados de janeiro de 2012 a dezembro de 2019, desagregados em veículos novos: a) nacionais e importados; b) apenas nacionais; c) leves de uso pessoal; d) leves, de uso pessoal, oriundos de cada uma das 12 maiores montadoras do país.

Os resultados com dados agregados (casos “a”, “b” e “c”) 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 por veículos. Já aumentos nos juros, nos preços de veículos novos e usados e nos combustíveis tenderiam a diminuí-la. Estimou-se que um choque exógeno qualquer, sobre a demanda, se dissiparia em 24 a 26 dias.

Com exceção do risco-Brasil e do preço dos veículos usados, todos os resultados mostraram-se coerentes com o esperado. O coeficiente associado ao risco-Brasil sugere que a compra de um veículo novo seria vista como uma opção “segura” frente à incerteza. Já os veículos usados revelaram-se “bens complementares” aos novos, e não substitutos. Esta relação complementar já havia sido estimada por Fauth, Morais e Clezar (2009). Ainda assim, sugere-se cautela ao assumi-la, pois, segundo Nicolay e Jesus (2019), poucos estudos analisaram esta questão.

As estimativas desagregadas por montadora indicam que um choque exógeno levaria de 22.2 (Renault) a 87.7 (Jeep) dias para se estabilizar. Quanto aos impactos, notou-se que um aumento da renda estimularia as vendas de 9 das 12 montadoras analisadas, exceto Hyundai, Jeep e Peugeot-Citroën (P-C). Já uma elevação no preço dos veículos nacionais poderia estimular as vendas da Hyundai, Toyota e CAO A, mas prejudicaria 5 montadoras (sendo elas: GM, Volks, Fiat, Ford e P-C). De acordo com a Quatro-Rodas (2021), os veículos mais baratos, vendidos no Brasil entre 2012-2019, pertenciam à GM (Chevrolet Classic, Celta e Onix), Volks (Gol e Up), Fiat (Pálio e Uno), Ford (Ka), P-C (Peugeot 207 e Citroën C3), Renault (Clio, Logan e Sandero) e CAO A (Chery – em circulação a partir de 2016). Logo, como estas 5 montadoras são reconhecidas pela produção e venda de carros populares, acredita-se que a demanda por este tipo de veículo seja mais sensível ao aumento dos preços.

O encarecimento dos veículos estrangeiros beneficiaria apenas a Ford. Já veículos usados mais caros revelaram-se prejudiciais à referida empresa, mas poderiam favorecer a GM, Hyundai, Toyota e Nissan. Portanto, os clientes da Ford seriam os únicos a encarar os veículos usados e estrangeiros como bens complementares e substitutos aos nacionais, respectivamente. Como a Ford é a única, dentre as 4 maiores montadoras, que não possui um projeto de produção específico para os mercados emergentes, ou seja, apoia-se basicamente em plataformas globais de produção, que

preconizam a padronização mundial em detrimento das demandas/costumes locais (Consoni e Carvalho 2002, p.51), é razoável esperar que seus clientes encarem os veículos nacionais e estrangeiros como substitutos.

Um aumento no combustível prejudicaria a Ford e Honda, mas poderia favorecer a GM, Volks e Nissan. Acredita-se que a boa autonomia dos principais modelos da GM (Chevrolet Onix) e Volks (Up) frente ao alto consumo da Ford (Fusion e EcoSport), explique parte deste resultado (Auto-Esporte 2021). Ainda que a GM possua modelos reconhecidos pela baixa autonomia, como a linha Chevrolet S10, o Chevrolet Onix tem sido o mais vendido pela marca desde 2014 (Quatro-Rodas 2021).

Juros maiores relevaram-se nocivos apenas à Ford e poderiam até favorecer as vendas da Volks, Hyundai, Honda, Nissan e CAO. Como boa parte das montadoras possuem bancos/financeiras próprias (sendo elas: GM, Volks, Hyundai, Honda e Toyota – veja a relação completa em Banco Central do Brasil 2021), é razoável esperar que uma elevação nos juros básicos estimule o consumidor a buscar as linhas específicas de crédito destas empresas, em detrimento das demais. Isto explicaria o estímulo às vendas da Volks, Hyundai e Toyota e o efeito sem significância sobre a GM e Toyota.

Apenas as vendas da Nissan seriam prejudicadas após uma desvalorização cambial, sugerindo que esta empresa possui um maior grau relativo de dependência externa. Tal resultado encontra respaldo em Silva (2018, p.116), onde “identificou-se a predominância japonesa nos fornecedores de primeira linha da Nissan em Resende, RJ”. Logo, a desvalorização cambial dificultaria a importação de peças e poderia prejudicar as vendas desta montadora. Já uma oferta de crédito maior estimularia as vendas de quase todas as firmas (exceto Toyota, Jeep e Honda). Verificou-se que as vendas da Toyota e Jeep poderiam aumentar em momentos de menor confiança do consumidor. Acredita-se que o fato da Toyota produzir 3 dos 10 carros mais seguros (são eles: Hilux, Corolla e RAV4), segundo a avaliação 2016-2019 da *Latin New Car Assessment Programme* (Quatro-Rodas 2021), possa exercer algum efeito psicológico nos clientes, fazendo-os adquirir carros mais “seguros” nestas ocasiões.

Maiores estoques seriam nocivos à Volks, Ford, Honda e Nissan, sem afetar as demais. Por outro lado, a redução do IPI estimulou a demanda de metade das firmas. Contudo, pode ter prejudicado as vendas da Ford, Jeep e Nissan. Além disso, um risco-Brasil maior dificultaria somente as vendas

da Jeep, revelando-se benéfica à boa parte das montadoras. Tal resultado reforça a hipótese de que o automóvel é visto como um “investimento seguro” frente ao risco.

Por fim, notou-se similaridade de comportamento entre os consumidores da GM, Fiat, Toyota e Peugeot-Citroën, indicando que estas firmas disputam o mesmo segmento de mercado. Como a GM e a Fiat adotam uma estratégia de produção semelhante, mais voltada às especificidades locais do consumidor brasileiro (Consoni e Carvalho 2002), é natural que ambas disputem a mesma fatia de mercado. Alternativamente, as reações dos clientes da Volkswagen e Nissan, Honda e CAOA e Ford e Hyundai relevaram-se discrepantes, sugerindo um menor nível de concorrência entre estas.

Além de melhorar a compreensão sobre o comportamento da demanda por veículos no Brasil, os resultados desta pesquisa podem auxiliar as empresas do setor a antecipar situações adversas, minimizando perdas, maximizando lucros e estabelecendo níveis adequados de estoques. A título de exemplo, tem-se que a Ford encerrou suas atividades no Brasil em janeiro de 2021 (Fernandes, Haddad e Dias 2021), devido à perda de *market-share* frente à concorrência interna e à diminuição geral da demanda durante a pandemia do Corona vírus (Lima e Dulci 2021; Oxford Analytica 2021). Segundo Silva (2001, p.46), “A Ford perdeu mercado pela falta de definição de um mercado-alvo”. Como as estimativas desta pesquisa sugerem que o comportamento dos clientes da Ford era bastante distinto dos demais, acredita-se que a empresa tenha encontrado dificuldades em atendê-los adequadamente. Neste caso, os resultados deste trabalho poderiam tê-la auxiliado a compreender melhor seus próprios clientes e, talvez, reaproximá-los da empresa. Ademais, devido ao rigor estatístico, as estimativas apresentadas poderiam servir de apoio à formulação de políticas setoriais, direcionadas ao setor automotivo, menos arbitrárias e mais eficientes.

Por fim, cabe ressaltar que existem poucos trabalhos semelhantes na literatura nacional, principalmente com dados desagregados por montadora. Portanto, deve-se estimular novos estudos, com diferentes métodos e horizontes temporais, a fim de assegurar a validade dos resultados aqui obtidos. Outro campo promissor nesta área incluiria análises sobre os efeitos da pandemia do Corona vírus no mercado automotivo, tanto no que se refere à restrição da demanda quanto à dificuldade de obtenção de insumos para a produção de veículos.

## Referências

- Alvarenga, G.V. *et al.* 2010. “Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução de IPI sobre as vendas de veículos.” Texto para discussão do IPEA 1512, Ipea, Brasília.
- Anfavea - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. s.d. “Anuários e dados estatísticos da indústria automobilística”. Acesso em julho de 2020. <http://www.anfavea.com.br>.
- ANP - Agência Nacional do Petróleo. s.d. “Preço médio mensal dos combustíveis no Brasil.” Acesso em julho de 2020. <http://preco.anp.gov.br/>.
- Apolinário, R. S. 2018. “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* 13(1): 19-35.
- Auto-Esporte. s.d. “Conheça os 10 carros mais econômicos do Brasil em 2020” e “Conheça os 20 carros mais beberrões do Brasil”. Acesso em janeiro de 2021. <https://autoesporte.globo.com/carros/>.
- Barber, B. M., R. W. Click, e M.N Darrough. 1999. “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(1): 57-93.
- Baumgarten Jr., A. L. 1972. “Demanda de automóveis no Brasil.” *Revista Brasileira de Economia* 26(2): 203-297.
- Banco Central do Brasil - BCB. s.d. “Estatísticas: Taxas de Juros > Relatório de Taxa de Juros > Pessoa Física – Aquisição de veículos.” Acesso em janeiro de 2021. <https://www.bcb.gov.br/>.
- Blanchard, O. J. 1983. “The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry.” *Journal of Political Economy* 91(3): 365-400.
- Banco Central do Brasil – BCB. s. d. “Dados Abertos. - Concessões de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Aquisição de veículos.” Acesso em julho de 2020. <https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/20673--concessoes-de-credito-com-recursos-livres---pessoas-fisicas---aquisicao-de-veiculos>
- Blomqvist, A.G., e W. Haessel. 1978. “Small Cars, Large Cars, and the Price of Gasoline.” *The Canadian Journal of Economics* 11(3): 470-489.
- Borghí, R.A.Z. 2013. “Crise Econômica Internacional e Política Brasileira de Incentivos Tributários: uma Avaliação a partir dos Setores-Chave.” *Revista Econômica* 15(2): 111-138.
- Camargo, O. S. 2006. “As mudanças na organização e localização da indústria automobilística brasileira (1996-2001).” Tese de doutorado, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, UFMG.
- Chifurira, R., Mudhombu, I., Chikobvu, M., Dubihlela, D. 2014. “The impact of inflation on the automobile sales in South Africa.” *Mediterranean Journal of Social Sciences* 5(7), 200–207.
- Chuang, C-H., e Y. Zhao. 2019. “Demand stimulation in finished-goods inventory management: Empirical evidence from General Motors dealerships.” *International Journal of Production Economics* 208, 208-220.
- Consoni, F.L., e R.D.Q. Carvalho. 2002. “Desenvolvimento de produtos na indústria automobilística brasileira: perspectivas e obstáculos para a capacitação local.” *Revista de Administração Contemporânea* 6(1): 39-61.
- de Negri, J.A. 1998. “Elasticidade-Renda e Elasticidade-Preço da demanda de Automóveis no Brasil.” Texto para Discussão do Ipea 558, Ipea, Brasília.
- de Negri, J.A. 1999. “O custo de bem-estar do regime automotivo brasileiro.” *Pesquisa e Planejamento Econômico* 29(2): 215-242.
- de Negri, *et al.* 2008. “Determinantes da Acumulação de Conhecimento para Inovação Tecnológica nos Setores Industriais no Brasil: Setor Automotivo.” *Estudos Setoriais de Inovação ABDI*, ABDI, Brasília.
- Dyckman, T. 1965. “An Aggregate Demand Model for Automobiles.” *Journal of Business* 38(3): 252-266.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, e J.H. Stock. 1996. “Efficient tests for an autoregressive unit root.” *Econometrica* 64(4): 813–836.
- Engle, R.F., Granger, C.J. 1987. “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing.” *Econometrica* 55(2): 251-276.

- Fantazzini, D., Toktamysova, Z. 2015. "Forecasting German car sales using Google data and multivariate models." *International Journal of Production Economics* 170(A): 97-135.
- Fauth, K.M., I. A. C. Moraes, e R. V. Clezar. 2009. "O mercado de automóveis, ônibus e caminhões no Brasil, 1996-2008." 37º Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, dezembro de 2009.
- Fernandes, T.R., e F. C. Dantas. 2020. "Effects of monetary policy transmission mechanism on car sales in Brazil after the real plan." *Gestão & Produção* 27(2):1-20.
- Fernandes, R., E. Haddad, e L. Dias. 2021. "Impactos Econômicos da Saída da Ford do Estado de São Paulo – Nota Técnica 2" Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo – NEREUS, São Paulo..
- Firme, V.A.C., e J. Simão Filho. 2014. "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* 18(4): 679-716.
- Giambiagi, F., e A. Villela. 2005. *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Elsevier.
- Goldenstein, M., e B. Casotti. 2008. "Panorama do setor automotivo: as mudanças estruturais da indústria e as perspectivas para o Brasil." Informe Setorial 28, BNDES, Brasília, 147-188.
- Greene, W.H. 2008. *Econometric Analysis*, 6th Edition, New Jersey: Prentice-Hall.
- Hymans, S.H., G. Ackley, e F. T. Juster. 1970. "Durable Spending: Explanation and Prediction." *Brookings Papers on Economic Activity* 1970(2): 173-206.
- Ipea. 2009. "Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis." Nota Técnica 15, Diretoria de Estudos Macroeconômicos, Ipea, Brasília.
- Ipeadata. s.d. "Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada." Acesso em julho de 2020. <http://www.ipeadata.gov.br/>.
- Islam, R., A. B. Ghani, B. Kusuma, e E. Hong. 2016. "An Analysis of Factors that Affecting the Number of Car Sales in Malaysia." *International Review of Management and Marketing* 6(4): 872-882.
- Johansen, S. 1988. "Statistical analysis on cointegration vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- Johnson, T.R. 1978. "Aggregation and the Demand for New and Used Automobiles." *The Review of Economic Studies* 45(2): 311-327.
- Kaya, A., G. Kaya, e F. Çebi. 2019. "Forecasting automobile sales in Turkey with artificial neural networks." *International Journal of Business Analytics* 6(4): 50-60.
- Levinsohn, J. 1988. "Empirics of taxes on differentiated products: the case of tariffs in the U.S. automobile industry." Em *Trade policy issues and empirical analysis*, 11-40. Chicago: University of Chicago Press.
- Lima, R.J.C., e J. A. Dulci. 2021. "Trabalhando sem a FORD: política industrial e ação corporativa em São Bernardo do Campo." *Revista Brasileira de Ciências Sociais* 36(107): 1-19.
- Mankiw, N.G. 2015. *Macroeconomia*. 8ª Ed. Rio de Janeiro: LTC. 468p.
- Mccarthy, P.S. 1996. "Market price and income elasticities of new vehicle demands." *The Review of Economics and Statistics* 78(3): 543-547.
- Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior - MDIC. s.d. "Setor automotivo." Acesso em julho de 2020. <http://www.mdic.gov.br/index.php/competitividade-industrial/setor-automotivo>.
- Ministério da Economia - ME. s.d. "Novas alíquotas de IPI de automóveis estão em vigor desde 1º de janeiro." Acesso em julho de 2020. <https://receita.economia.gov.br/noticias/ascom/2015/janeiro/aliquotas-de-ipi-de-automoveis-a-partir-de-lo-de-janeiro>.
- Ministério da Saúde - MS. s.d. "COVID-19 - Pannel Corona vírus/Brasil." Acesso em janeiro de 2022. <https://covid.saude.gov.br/>.
- Nawi, A., B. S. Ahmad, W. Mahmood, S. Nurathirah, e B. A. Hamid. 2013. "Determinants of passenger car sales in Malaysia." *World Applied Sciences Journal* 23: 67-73.

- Newey, W., e K. West. 1987. "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55: 703–708.
- Nicolay, R., e D. Jesus. 2019. "As elasticidades da demanda por veículos novos no Brasil: Uma análise considerando o preço dos veículos usados." *Revista Econômica* 21(2): 33-49.
- Nkoro, E., e A. K. Uko. 2016. "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation." *Journal of Statistical and Econometric Methods* 5(4): 63-91.
- Oxford Analytica. 2021. "Ford factory closures raise recovery fears in Brazil." *Emerald Expert Briefings*. <https://doi.org/10.1108/OXAN-ES258715>
- Pesaran, M.H., e Y. Shin. 1998. "An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis." *Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch*. 33p.
- Pesaran, M.H., Y. Shin e R. J. Smith. 2001. "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of applied Econometrics* 16(1): 289-326.
- Quatro-Rodas. s.d. "Revista Brasileira Especializada em Automóveis" Acesso em janeiro de 2021. <https://quatorrodas.abril.com.br>.
- Santos, C.S. 2011. "Análise Setorial da Indústria Automobilística Brasileira sob a Ótica do Modelo Estrutura-Conduto-Desempenho (ECD)." 31º Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ABEPRO, Belo Horizonte, 2011.
- SIDRA/IBGE - Sistema IBGE de Recuperação Automática.2020a "Tabela 1419, Item 5102001 (veículo novo)." Acesso em julho de 2020a. <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1419>.
- SIDRA/IBGE - Sistema IBGE de Recuperação Automática. 2020b. "Tabela 1100, Item 5102020 (veículo usado)." Acesso em julho de 2020b. <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1100>.
- Silva, C.L. 2001. "Competitividade e estratégia empresarial: um estudo de caso da indústria automobilística brasileira na década de 1990." *Revista da FAE* 4(1): 35-48.
- Silva, L.B. 2018. "Estratégias operacionais da Nissan em Resende, RJ: tendências no contexto das cadeias globais de valor." Dissertação de mestrado, PPGAD, UFF.
- Silva, W.V. et al. 2008. "Análise do grau de concentração da indústria automobilística brasileira e sua relação com a participação no mercado." *Revista de Negócios* 13(1): 93–107.
- Sonaglio, C.M., e J. S. Flor. 2015. "Impactos da redução do imposto sobre bens industrializados nas vendas de veículos automotores." *Revista do CEPE* 42: 63-79.
- Souza, T. O. G., e R. B. Rego. 2016. "Produção de veículos no Brasil em tempos de recessão econômica: uma análise da demanda." *Relatórios de Pesquisa em Engenharia de Produção* 16(1): 135-150.
- Torres, R. B. 2011. "A indústria automobilística brasileira: uma análise da cadeia de valor." Dissertação de mestrado, PPGECO, UFSC.
- Veríssimo, M.P., e V. M. Araújo. 2015. "Desempenho da indústria automobilística brasileira no período 2000-2012: uma análise sobre a hipótese de desindustrialização setorial." *Economia e Sociedade* 24(1): 151-176.
- White, H. A. 1980. "Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48: 817–838.
- Wilbert, M., A. Serrano R. Gonçalves, e L. Alves. 2014. "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* 11(24): 107-124.
- Wooldridge, J.M. 2010. *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. 4ªEd. São Paulo: Cengage Learning.
- Zivot, E., e J. Wang. 2006. *Modeling financial time series with S-PLUS*. 2ª Ed. NY: Springer. 998p.

APÊNDICE

Tabela 1.A - Identificação das defasagens dos modelos ARDL

Modelo	Variável Dependente	ARDL( $p, q_1, \dots, q_k$ ) selecionado via critério de Schwarz (SC) (os números abaixo representam as defasagens associadas a cada variável considerada)
(A)	$DV = DV^{n+i}$	$ARDL(-3_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -2_{COMB}, -1_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -3_{RB})$
(B)	$DV = DV^n$	$ARDL(-3_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -2_{COMB}, -1_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -3_{RB})$
(C)	$DV = DVL^{n+i}$	$ARDL(-3_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -1_{PVU}, -2_{COMB}, -1_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -3_{RB})$
(D)	$DV = GM$	$ARDL(-1_{DV}, -0_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -1_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(E)	$DV = Volks$	$ARDL(-1_{DV}, -0_Y, -0_{PVB}, -2_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -1_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(F)	$DV = Renault$	$ARDL(-2_{DV}, -3_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -1_{VTC12}, -1_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(G)	$DV = Fiat$	$ARDL(-1_{DV}, -0_Y, -1_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -1_{CC9}, -1_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(H)	$DV = Ford$	$ARDL(-3_{DV}, -2_Y, -3_{PVB}, -1_{PVE}, -0_{PVU}, -2_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -1_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(I)	$DV = Hyundai$	$ARDL(-1_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -2_{CC9}, -0_{VCC12}, -1_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(J)	$DV = Toyota$	$ARDL(-4_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -2_{PVE}, -2_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -3_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(K)	$DV = Jeep$	$ARDL(-2_{DV}, -3_Y, -0_{PVB}, -1_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -2_{EST12}, -2_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(L)	$DV = Honda$	$ARDL(-1_{DV}, -0_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -1_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(M)	$DV = Nissan$	$ARDL(-4_{DV}, -0_Y, -0_{PVB}, -3_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -3_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(N)	$DV = P - C$	$ARDL(-1_{DV}, -1_Y, -0_{PVB}, -2_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -0_{VTC12}, -1_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -1_{D,I,PI}, -0_{RB})$
(O)	$DV = Caaa$	$ARDL(-1_{DV}, -0_Y, -0_{PVB}, -0_{PVE}, -0_{PVU}, -0_{COMB}, -0_{TJ12}, -1_{VTC12}, -0_{CC9}, -0_{VCC12}, -0_{EST12}, -0_{D,I,PI}, -0_{RB})$

Nota exemplificativa: Com base no ARDL estimado para  $DV^{n+i}$  (Modelo A), tem-se que:  $\widehat{DV}^{n+i} = CTE + \beta_1 DV_{t-1}^{n+i} + \beta_2 DV_{t-2}^{n+i} + \beta_3 DV_{t-3}^{n+i} + \beta_6 PVB + \beta_7 PVE + \beta_8 PVU + \beta_9 COMB + \beta_{10} COMB_{-1} + \beta_{11} COMB_{-2} + \beta_{12} TJ12 + \beta_{13} TJ12_{-1} + \beta_{14} VTC12 + \beta_{15} CC9 + \beta_{16} VCC12 + \beta_{17} EST12 + \beta_{18} D.IPI + \beta_{19} D.IPI_{-1} + \beta_{20} RB + \beta_{21} RB_{-1} + \beta_{22} RB_{-2} + \beta_{23} RB_{-3}$ . Onde  $\beta_{1, \dots, 23}$  são coeficientes de impacto, estimados na Tabela 2.A.

Fonte: Elaboração própria com base nos modelos estimados.

Tabela 2.A - Estimação da demanda por veículos no Brasil via modelos ARDL

Variável Dependente →	(A) DV <sup>n+1</sup>	(B) DV <sup>n</sup>	(C) DV <sup>n+1</sup>	(D) GM	(E) Volks	(F) Renault	(G) Fiat	(H) Ford	(I) Hyundai	(J) Toyota	(K) Jeep	(L) Honda	(M) Nissan	(N) P - C	(O) Caca
Demanda veicular (-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)	-0,145**	-0,138**	-0,175**	-	-0,357***	-	-	-0,213**	-	0,041	-0,252**	-	-0,213**	-	-
Demanda veicular (-3)	-0,210***	-0,230***	-0,208***	-	-	-	-	-0,132*	-	-	0,071	-	-0,136	-	-
Demanda veicular (-4)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,188***	-	-	-	-0,176**	-	-
Renda interna. (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)	-1,246***	-1,268***	-1,067***	-	-	-0,754	-1,618***	-1,618***	-1,884***	-1,816***	-4,107***	-	-	-1,809***	-
Renda interna. (-2)	-	-	-	-	-	1,840**	-	-1,564***	-	-	2,408**	-	-	-	-
Renda interna. (-3)	-	-	-	-	-	1,751***	-	-	-	-	-3,429***	-	-	-	-
Preço veic. Brasil (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 veic. Brasil (-1)	-	-	-	-	-	-	-4,363*	-1,883	-	-	-	-	-	-	-
Preço veic. Brasil (-2)	-	-	-	-	-	-	9,375***	9,375***	-	-	-	-	-	-	-
Preço veic. Brasil (-3)	-	-	-	-	-	-	-11,648***	-11,648***	-	-	-	-	-	-	-
Preço veic. externo (0)	-0,611	-0,808#	-0,912*	-0,502	-2,055**	0,359	-1,345#	-0,528	-0,402	-0,093	-0,827	-44,571	-1,748	0,255	1,132
Preço veic. externo (-1)	-	-	-	-	-1,153	-	1,626***	1,626***	-	-0,039	-3,607**	-	-1,748	0,914	-
Preço veic. externo (-2)	-	-	-	-	-2,103**	-	-	-	-	-2,430***	-	-	-0,186	-3,301***	-
Preço veic. externo (-3)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4,808***	-	-
Preço veic. usado (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 veic. usado (-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,790*	-	-183,02*	-	-	-
Preço veic. usado (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5,504***	-	-	-	-	-
Preço combustível (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)	1,111**	1,103**	0,995*	-	-	-	2,210***	2,210***	-	-	-	-	-	-	-
Preço combustível (-2)	-1,315**	-1,412**	-1,334**	-	-	-	-1,325***	-1,325***	-	-	-	-	-	-	-
Taxa de Juros (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)	23,605**	26,792**	25,700**	-	16,841*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Taxa de Juros (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var. Tx. de Câmbio (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)	-	-	-	-	-	0,635*	-	-	-	-	-	-	-	-	1,326***
Créd. compra veic. (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 veic. (-1)	-	-	-	-2,415***	-	-2,939**	-1,897*	-3,488***	0,062	-	-	-	-	-3,490***	-
Créd. compra veic. (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,549**	-	-	-	-	-	-

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 (ver seção 4); (c) A não normalidade do erro foi solucionada via inclusão de dummies para os seguintes resíduos discrepantes: Ford [Jul/2017 (-)], Hyundai [Mar/2013 (-)], Toyota [Abr/2013 e Ago/2017 (+)], Mar/2014 e Out/2015 (-)], Nissan [Nov/2014, Set/2015, Mar/2016 e Mar/2017 (+)], CAOA [Mai/2015 e Set/2015 (+)]. Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 9.

Tabela 2.A - Estimação da demanda por veículos no Brasil via modelos ARDL (Continuação)

Variável Dependente →	(A) <i>DV<sup>t+i</sup></i>	(B) <i>DV<sup>t</sup></i>	(C) <i>DVL<sup>t+i</sup></i>	(D) <i>GM</i>	(E) <i>Volks</i>	(F) <i>Renault</i>	(G) <i>Fiat</i>	(H) <i>Ford</i>	(I) <i>Hyundai</i>	(J) <i>Toyota</i>	(K) <i>Jeep</i>	(L) <i>Honda</i>	(M) <i>Nissan</i>	(N) <i>P - C</i>	(O) <i>Caoa</i>
V. Conf. Consumidor (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)	-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
Estoque (-1)	-	-	-	-	-	-	-	-	1,506**	-1,195	-4,551*	-	-	-	-
Estoque (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,716	5,139***	-	-	-	-
Estoque (-3)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,187***	-	-	-	-	-
Redução do 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)	0,172***	0,190***	0,173***	-	0,241***	-	0,219**	-	-	-	0,245	-	0,360**	0,253**	-
Redução do IPI (-2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,483	-	-0,317**	-	-
Redução do IPI (-3)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,307***	-	-
Risco Brasil (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)	-0,059	-0,048	-0,072	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Risco Brasil (-2)	-0,039	-0,028	-0,082	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Risco Brasil (-3)	0,340***	0,344***	0,390***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	-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	-	-	-	-0,083**	-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	-	-	-	-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	-	-	-	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 (+)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,308***	0,188***	-	-	0,383***	-	-
Dummy Resíduo (-)	-	-	-	-	-	-	-	-0,469***	-0,265***	-0,272**	-	-	-	-	-

Notas: (a) \*\*\*, \*\*, \* e # revelam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (b) Os modelos com heteroscedasticidade 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/2018 (-)], Toyota [Abr/2013 e Ago/2017 (+); Mar/2014 e Out/2015 (-)], Nissan [Nov/2014, Set/2015, Mar/2016 e Mar/2017 (+)], CAOA [Mar/2015 e Set/2015 (+)]. Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 9.