



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Gerlane Gonçalves de Andrade

Impacto da Política Tarifária Inovar-Auto no Bem-Estar da Economia

Rio de Janeiro

2019

Gerlane Gonçalves de Andrade

Impacto da Política Tarifária Inovar-Auto no Bem-Estar da Economia



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini

Coorientador: Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva

Rio de Janeiro

2019

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

A553 Andrade, Gerlane Gonçalves de.
Impacto da política tarifária Inovar-Auto no Bem-Estar da
Economia / Gerlane Gonçalves de Andrade. – 2019.
75 f.

Orientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini.
Coorientador: Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 66-68.

1. Economia – Teses. 2. Indústria automobilística – Teses. 3.
Automóveis – Comércio – Teses. I. Ugolini, Andrea. II. Silva, Carlos
Alberto Gonçalves da. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro.
Faculdade de Ciências Econômicas. IV. Título.

CDU 33:629.11

Bibliotecária: Luciana Zöhner CRB7/5643

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta
dissertação, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Gerlane Gonçalves de Andrade

Impacto da Política Tarifária Inovar-Auto no Bem-Estar da Economia

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em 06/02/19

Banca Examinadora:

Dr. Andrea Ugolini (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva (Coorientador)
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Dr. Marcelo José Braga Nonnenberg
IRI – Instituto de Relações Internacionais – PUC-Rio

Rio de Janeiro
2019

DEDICATÓRIA

A conclusão dessa dissertação não é apenas o esforço empreendido nos dois últimos anos, mas sim, o resultado de dez anos de determinação, desempenho e dedicação pelo trajeto da minha vida acadêmica até aqui. Gostaria de dedicar essa dissertação aos meus pais Geraldo Andrade e Josevilma Andrade que são os grandes responsáveis por proporcionarem as bases da minha evolução e do que eu sou hoje. Gostaria também dedicar à minha irmã Bruna Gonçalves que sempre me incentivou para o início da minha graduação até os dias de hoje no mestrado. Ao meu marido e companheiro que escolhi para ficar ao meu lado por toda vida, Rômulo Baptista, e por fazer parte de toda minha trajetória de mestrado, compreendendo, sendo paciente, admirador e impulsionador dos meus projetos. E a todos aqueles que de alguma maneira tenham contribuído para o término desta dissertação.

AGRADECIMENTOS

O término dessa dissertação é o resultado de anos de destemor e dedicação no mestrado, além de determinação na trajetória acadêmica. Gostaria de agradecer em especial ao meu pai, Geraldo Andrade, e à minha mãe, Josevilma Andrade, obrigada pai e mãe por estarem presente na minha vida pessoal e profissional. Gostaria também de agradecer à minha irmã Bruna Gonçalves por “puxar” minha orelha quando é preciso, por me escutar e aceitar, e compreender minhas maluquices como uma boa psicóloga e irmã. Pessoa presente e que sempre me incentivou para o início da minha graduação até os dias de hoje no mestrado. Ao meu marido e companheiro, Rômulo Baptista, por fazer parte de toda minha trajetória de mestrado, apreciador e propulsor dos meus projetos. À minha sogra Rosa Valéria que cuidou de mim todas as vezes que ia estudar em sua casa. Aos meus amigos que torceram por mim e me ajudaram de alguma maneira direta e indiretamente, em especial aos meus amigos que iniciaram comigo a carreira acadêmica na graduação em economia na UFRRJ: Dayane Sabino, Anna Brust, Zé (José Henriques Junior), Jônatas Aarão e Felipe Rodrigues. Aos meus companheiros do mestrado que cultivei e vou levar para vida inteira, passamos maus e bons momentos juntos nas disciplinas, porém sobrevivemos: Alexandre Fonseca, Felipe Guedes e, em especial, meus amigos Roberto Marques, Tarsylla Oliveira e Bruna Fiúza. Aos meus amigos de infância e da vida, em especial: Kelly Corrêa, Luciana Mesquita, Diana Oliveira, Célia Guerra, Eduardo Nogueira, Marcus Rocha, Ava Britto, Claucio Pontes, Luiza Sabino e Cleide Oliveira, entre outros amigos que estão no meu coração. Aos meus colegas de trabalho do IPEA, que me incentivaram e/ou contribuíram para formulação dessa dissertação: Fernando Ribeiro, Marcelo Nonnenberg, Marcus Aurélio e, em especial, minha amiga Helena Oliveira.

Agradeço ao meu orientador, Professor Doutor Andrea Ugolini, pelas ricas sugestões em como proceder e avançar com a dissertação. Ao meu coorientador, Professor Doutor Carlos Alberto Gonçalves da Silva, por sua contribuição direta, auxílio, sabedoria e histórias divertidas. Você foi o propulsor para conclusão dessa dissertação. Ao Professor Doutor Honório Kume e Susan Schommer, por suas contribuições e auxílio, direta e indiretamente, no início do desenvolvimento do trabalho. E a todos aqueles que fizeram parte desse resultado gratificante, minha dissertação.

O ganho é transitório e incerto, mas, durante a vida, a despesa é constante e certa.

Franklin, Benjamim

RESUMO

ANDRADE, Gerlane. *Impacto da Política Tarifária Inovar-Auto no Bem Estar da Economia*, 2019. f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas.) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

A política de proteção na indústria automobilística brasileira a partir do regime Inovar-Auto requer diferentes interpretações no efeito do bem-estar sob a existência de economias de escala. O objetivo desta dissertação é avaliar o bem-estar incorrido pela imposição tarifária na indústria automotiva sobre o programa Inovar-Auto e seus impactos. A conjectura é que existem perdas de eficiência em economia de escala e pode se questionar a política industrial automobilística utilizada pelo governo brasileiro para se alcançar produção de conteúdo local. Usando o método VAR e VEC, o trabalho estima as elasticidades de longo prazo e de curto prazo, as mudanças no excedente do consumidor e do produtor pelas tarifas, a receita do governo e o efeito líquido sob o programa. Os dados utilizados na estimação dos modelos, foram compostos por séries mensais entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2017. Ao final, conclui-se que a indústria automotiva brasileira tem economias de escala. Com a presença de economias de escala, é relatado que o efeito líquido das tarifas é relativamente pequeno, enquanto os efeitos de redistribuição das tarifas são significativamente altos. Além disso, verifica-se que o argumento de que as tarifas protegem o emprego doméstico não é plausível no caso da indústria brasileira, devido à existência de economias de escala. Referente ao aumento das exportações, o regime não se mostra eficaz para aumentar as exportações automotivas brasileiras. Por fim, as medidas adotadas no programa impactaram diretamente no desempenho das importações do mercado automotivo.

Palavras-chave: Inovar-Auto. Bem-estar. Indústria automobilística. Economias de escala. Tarifa.

ABSTRACT

ANDRADE, Gerlane. *Impacto of the Inovar-Auto tariff policy on the welfare of the economy*, 2019. f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas.) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

The protection policy in the Brazilian automobile industry based on the Inovar-Auto regime requires different interpretations in the effect of welfare under the existence of economies of scale. The purpose of this dissertation is to evaluate the welfare of the Inovar-Auto program and its impacts. The conjecture is that there are losses of efficiency in economies of scale and may question the automotive industrial policy used by the Brazilian government to achieve local content production. Using the VAR and VEC method, labor estimates long-run and short-run elasticities, changes in consumer and producer surplus by tariffs, government revenue, and the net effect under the program. The data used in the estimation of the models were composed by monthly series between January 2000 and December 2017. At the end, it is concluded that the Brazilian automotive industry has economies of scale. With the presence of economies of scale, it is reported that the net effect of tariffs is relatively small, while the redistribution effects of tariffs are significantly high. In addition, it can be seen that the argument that tariffs protect domestic employment is not plausible in the case of Brazilian industry, due to the existence of economies of scale. Regarding the increase in exports, the regime is not effective in increasing Brazilian automotive exports. Finally, the measures adopted in the program had a direct impact on the performance of imports from the automotive market.

Keywords: Inovar-Auto. Welfare. Auto Industry. Scale economy. Rate.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 -	Evolução da produção, exportação e importado automotivo brasileiro: 2000-2017	13
Tabela 1 -	Condições para redução do IPI	17
Tabela 2 -	Impostos do IPI cobrados sobre a indústria automotiva brasileira	18
Tabela 3 -	Investimento anunciado: 2013-2017	20
Figura 1 -	Efeitos do bem-estar das tarifas com economias de escala	33
Tabela 4 -	Especificações dos modelos	35
Figura 2 -	Evolução das variáveis LnLICauto, LnLICcome, LnLICautocome, LnPRODauto, LnPRODcome, LnPRODautocome, LnPCauto, LnPCcome, LnCautocome e LnPIB, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2017.....	36
Tabela 5 -	Teste de raiz unitária para série em nível: ADF	37
Tabela 6 -	Teste de raiz unitária para série em primeira diferença*: ADF	38
Tabela 7 -	Teste de raiz unitário em nível com quebra estrutural: Zivot-Andrews	39
Tabela 8 -	Teste de raiz unitário em primeira diferença com quebra estrutural: Zivot-Andrews	39
Figura 3 -	Raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo	41
Tabela 9 -	Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 1 - Automóveis	42
Tabela 10 -	Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 2 – Comerciais Leves.....	43
Tabela 11 -	Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 3 - Automóveis e Comerciais Leves	43
Tabela 12 -	Estimativa dos coeficientes de curto e longo prazos do modelo VEC	45
Tabela 13 -	Teste de Causalidade Granger na demanda	47
Tabela 14 -	Teste de Causalidade Granger na oferta	49
Figura 4 -	Funções de resposta a impulsos da demanda	51
Figura 5 -	Funções de resposta a impulsos da oferta	52
Tabela 15 -	Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$): Modelo 1	56
Tabela 16 -	Áreas relacionadas aos excedentes do consumidor e do produtor, receita do governo e peso morto: exemplo ano 2017	58
Tabela 17 -	Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$): Modelo 3	58
Tabela 18 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Demanda (i)	66
Tabela 19 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Demanda (ii)	66
Tabela 20 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Demanda (iii)	67
Tabela 21 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (i)	67
Tabela 22 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (ii)	68
Tabela 23 -	Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (iii)	68
Tabela 24 -	Determinação do número de vetores de cointegração	69
Tabela 25 -	Determinação do número de vetores de cointegração	69
Tabela 26 -	Determinação do número de vetores de cointegração	70
Tabela 27 -	Determinação do número de vetores de cointegração	70

Tabela 28 - Determinação do número de vetores de cointegração	71
Tabela 29 - Determinação do número de vetores de cointegração	71
Tabela 30 - Modelo 2 - Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$)	72

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey – Fuller Aumentado
AIC	Akaike
ANFAVEA	Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores
COFINS	Contribuição para Financiamento da Seguridade Social
CSLL	Contribuição Social sobre Lucro Líquido
FENABRAVE	Fenabrave Federação Nacional Distribuição Veículos Automotores
FIPE	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
HQ	Hannan-Quinn
IBRE/FGV	Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas
ICMS	Imposto Sobre Circulação de Mercadorias E Serviços
IGP-DI	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna
II	Imposto de Importação
INOVAR- AUTO	Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores
IPA-OG	Índice de Preços ao Produtor Amplo por Classificação de Origem
IPCA-VN/IBGE	Índice de Preço ao Consumidor Amplo para veículos novos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPEA/Data	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Dados
IPI	Imposto Sobre Produtos Industrializados
IPVA	Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores
IRPJ	Imposto de Renda de Pessoa Jurídica
MDIC	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços
OMC	Organização Mundial do Comércio
P&D	Pesquisa e Desenvolvimento
PIB	Produto Interno Bruto
PIS	Programa de Integração Social
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais
ROTA 2030	Programa de Mobilidade e Logística para indústria automobilística
SC	Schwarz
VAR	Vetor Autoregressivo
VEC	Vetor com Correção do Erro

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	12
1. O PROGRAMA INOVAR-AUTO	17
2. METODOLOGIA E DADOS	23
2.1. Estimativas do Modelo	23
2.2. Dados	25
2.3. Testes de Raiz Unitária e Quebra Estrutural	27
2.4. Modelos VAR e VEC	28
2.5. Medidas de Bem-Estar das Tarifas	32
3. RESULTADOS EMPÍRICOS E ANÁLISES	35
3.1. Estimativas das Funções de Demanda e de Oferta	35
3.2. Análises Gráficas	35
3.3. Testes de Raiz Unitária e Quebra Estrutural	37
3.4. Estimativas dos Coeficientes de Longo Prazo	39
3.5. Modelo de Correção de Erros - Oferta	44
3.6. Causalidade de Granger	47
3.7. Análise da Função de Impulso-Resposta	50
4. BEM-ESTAR DO CONSUMIDOR, DO PRODUTOR E O EFEITO LÍQUIDO NA ECONOMIA	54
CONCLUSÃO	61
APÊNDICE A - Definição do número de defasagens do modelo VAR .	66
APÊNDICE B - Determinação do número de vetores de cointegração ..	69
APÊNDICE C – Modelo 2	72

INTRODUÇÃO

Apesar da tendência global para o livre comércio, alguns setores favorecidos em cada país se protegeram da concorrência sobre importação. No Brasil, desde a abertura econômica na década de 1990 a indústria automotiva foi considerada importante para a economia e protegida pela concorrência externa. Os dados mais atuais revelam que a indústria automotiva brasileira representou 22% no PIB industrial e 4% do PIB total em 2015. Na geração de tributos indiretos (IPI, PIS/COFINS, ICMS e IPVA) foi R\$ 45 bilhões em 2016. Em termos de empregos diretos e indiretos correspondem a 1,3 milhões de pessoas em 2018. O setor automotivo tem elevados níveis de valor agregado na sua cadeia produtiva, além de ter um efeito multiplicador expressivo na economia (ANFAVEA, 2018).

A indústria automobilística, há décadas, é o setor historicamente mais protegido pelo governo federal. Nos anos 2000 essa proteção tarifária ainda permanece, embora as barreiras comerciais para a indústria tenham sido reduzidas no mundo, em parte devido à globalização do mercado automotivo mundial no final da década de 1980, as tarifas na indústria automobilística brasileira ainda são relativamente altas sobre IPI (Imposto de Produtos Industrializados) de produtos importados. Em 2013, o IPI foi de 30% em virtude do novo regime automotivo intitulado Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores (Inovar-Auto)¹.

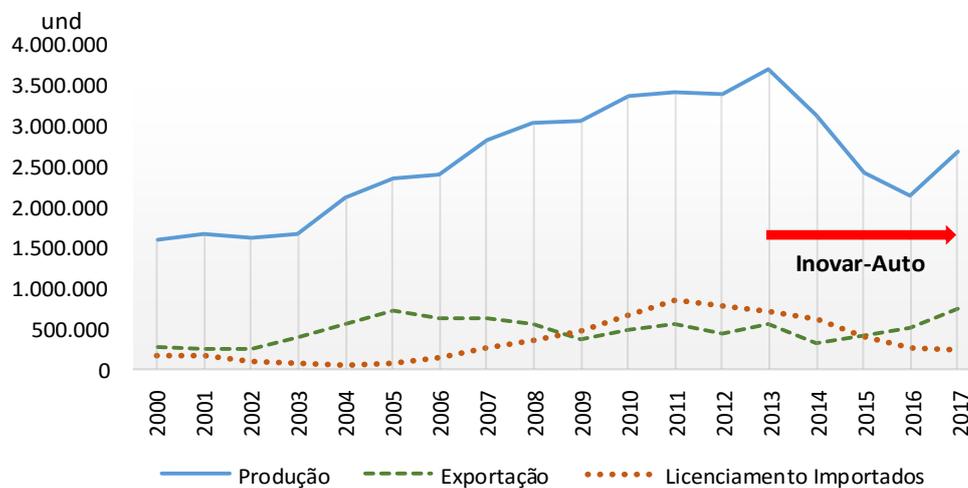
O Inovar-Auto foi criado em 17 de abril de 2012. No entanto, o diferencial de impostos entre importações e produção interna - o principal mecanismo do Programa - foi estabelecido inicialmente em 18 de agosto de 2011 quando a moeda brasileira estava supervalorizada e a demanda doméstica aquecida começou a aumentar a penetração de veículos e autopeças importados, principalmente do México e da Coreia do Sul, e cada vez mais da China. Dessa forma, as montadoras nacionais, representadas pelo grupo industrial ANFAVEA (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores), pediram ao governo que desenvolvesse uma política para evitar maior deterioração da balança comercial do setor. A estrutura, discutida entre representantes da indústria e do governo, era aumentar o imposto cobrado sobre bens industriais (IPI) e depois reduzi-lo pelo mesmo valor se o veículo fosse produzido internamente,

¹ O programa Inovar-Auto vigorou entre o início de 2013 até o final de 2017. Foi criado pelo artigo 31 da Medida Provisória nº 563 de 03 de abril de 2012, sendo posteriormente convertida na Lei nº 12.715, de 17 de setembro de 2012 (Decreto nº 7819 de 03 de outubro de 2012). Na próxima seção será melhor detalhado o regime automotivo Inovar Auto.

proporcionando assim uma vantagem fiscal aos produtores domésticos. O governo (principalmente o Ministério da Fazenda, o Ministério do Comércio e o Ministério da Ciência e Tecnologia) elaborou o Programa, que foi aprovado pelo Congresso para iniciar em 1º de janeiro de 2013 e devendo ser concluído até o final de 2017 (WORLD BANK GROUP, 2017).

O Gráfico 1 mostra a evolução brasileira na divisão sobre o Inovar-Auto da produção, exportação e dos importados licenciados no setor automotivo brasileiro. A participação de carros importados no mercado brasileiro diminuiu em 13% a partir de 2014, atingindo uma redução de 65% em 2017. Uma das causas prováveis, é a restrição de conteúdo local na fabricação de veículo sobre o regime Inovar-Auto e sobre as incertezas dos agentes em relação à crise política no Brasil neste período. O período Inovar-Auto exibe redução em relação aos carros importados no mercado interno de automóveis, em detrimento do repasse do IPI (30% ao produtor) sobre os fabricantes ao consumidor final, tornando os autoveículos mais dispendiosos. Enquanto aos veículos produzidos localmente, há uma queda ascendente até 2016 e uma modesta recuperação em 2017, em virtude do aumento das exportações.

Gráfico 1- Evolução da produção, exportação e importado automotivo brasileiro: 2000-2017



Fonte: A autora, 2018 baseado em ANFAVEA, 2018.

No Brasil, os instrumentos convencionais de políticas comerciais, tais como tarifas, subsídios e produção de conteúdo local, foram continuamente implementados na política industrial automotiva com mais sofisticação e menos polêmicas, incluindo concessões fiscais sobre despesas de P&D (Pesquisa e Desenvolvimento). Segundo Tcha e Kuriyama (2003), a política protecionista não é adequada ou eficiente para proteger a indústria doméstica quando há economias de escala, mesmo quando alguns grupos de economistas defendem que políticas

de proteção mais diretas e visíveis ajudam a indústria. De maneira geral, o tema corrobora para a afirmação de que a indústria automobilística brasileira e os setores em cadeia necessitam de políticas industriais associadas à política macroeconômica, P&D e inovações no setor, a fim de promover a participação efetiva no crescimento econômico do Brasil.

A indústria automobilística brasileira como supracitado é um setor que gera altos níveis de empregos indiretos e diretos representando 18% da indústria de transformação na RAIS² sobre empregos formais. À medida que a globalização dos mercados automotivos mundiais continua ao longo do tempo, o preço dos veículos deverá diminuir com a tendência para o livre comércio nos países. Se a indústria automobilística em um país tiver economias de escala, a combinação de preços menores e barreiras comerciais mais baixas resultarão em efeitos de bem-estar econômico positivo. A magnitude exata dos efeitos sobre o bem-estar e os efeitos sobre o emprego dependerão, evidentemente, da extensão das elasticidades da demanda e da oferta de cada país e das variáveis particulares, como as taxas tarifárias e os custos domésticos de fabricação de automóveis.

De tal modo, avaliar o impacto da política tarifária Inovar-Auto no bem-estar da economia se faz necessário para verificar qual o *welfare* da economia. A conjectura é que existem perdas de eficiência em economia de escala³. Na indústria com economia de escala aumenta a produção com a redução do custo médio de longo prazo. Isso ocorre a medida que o preço do insumo reduz ou é derivado de eficiência tecnológica. No caso da indústria automobilística, há uma inovação tecnológica na linha de montagem e mão de obra qualificada, além de possuir autopeças em escalas, ou seja, peças para produção de veículos em maior quantidade podem ser adquiridos com preços menores. Nesse contexto, pode se questionar o regime automotivo e sua ineficiência à política industrial automobilística utilizada pelo governo brasileiro para se alcançar produção de conteúdo local. O presente trabalho tem por objetivo avaliar o bem-estar incorrido pela imposição tarifária na indústria automotiva sobre o programa Inovar-Auto e seus impactos com o objetivo específico de estimar as elasticidades da oferta e da demanda de veículos⁴ no mercado brasileiro e calcular o *welfare* da política automotiva Inovar-Auto.

Os efeitos da proteção da indústria automotiva foram analisados por alguns pesquisadores. Tovar (2012) avalia os efeitos da remoção de tarifas sobre o bem-estar dos

² RAIS - Relação Anual de Informações Sociais - vínculos formais na categoria indústria de transformação do IBGE, o setor corresponde a 7.148.013 empregos formais no seguimento (RAIS, 2016).

³ Segundo Tcha e Kuriyama (2003), economias de escala não geram eficiência com medidas protecionistas.

⁴ Veículos utilizados para estimação são os automóveis e comerciais leves que foram os mais contemplados no programa INOVAR-AUTO.

consumidores, com foco no processo de liberalização comercial e na indústria automobilística colombiana. São calculados os ganhos pós reforma liberal no bem-estar dos consumidores usando dados de nível de produto que resultam pouco abaixo de três mil dólares por comprador, assim simulações contra factuais sugerem que os ganhos alcançados são devidos, na maior parte, ao aumento da variedade e não da concorrência de preços (TOVAR, 2012). Okamoto e Sjöholm (2000) avaliam a produtividade da indústria automobilística da Indonésia sob altos níveis de proteção de tarifa. No entanto, eles não investigaram e avaliaram o impacto das mudanças tarifárias no bem-estar nacional.

O efeito do bem-estar nos consumidores e produtores em relação às tarifas foram estimadas, por exemplo, por Goto (1992) e Hufbauer & Elliott (1994) para a indústria automotiva dos EUA. As implicações da reestruturação tarifária para a indústria automobilística também foram exploradas, por exemplo, por Van Zyl & Kotze (1994) para a indústria automotiva sul-africana. Já Cordon (1997) e Snape (1997) analisam o efeito do bem-estar da reforma tarifária e a remoção do monopólio para outras indústrias australianas. Simmons & Smith (1994) analisaram para a indústria açucareira na Austrália. Dixon (1978) desenvolveu conceitos teóricos sobre como medir o impacto econômico das tarifas e Chand (1999) avaliou a relação entre a assistência da indústria e a eficiência econômica para várias indústrias australianas.

Tcha e Kuriyama (2003) calcularam o impacto da política de proteção sobre economias de escala e os efeitos do bem-estar das tarifas sobre a indústria automotiva australianas utilizando a metodologia Vetor Autoregressivo (VAR) e o Vetor com Correção do Erro (VEC) para elasticidade da oferta e da demanda no bem-estar nacional. No entanto, a pesquisa com relação ao custo do bem-estar da proteção do setor automotivo sobre o Regime Inovar-Auto não foi realizada no Brasil. É surpreendente que um exame rigoroso do custo de bem-estar dessa proteção raramente tenha sido realizado, considerando que o Governo Federal do Brasil julga a indústria automotiva como importante para o bem-estar da economia em relação ao produtor e na manutenção do emprego, protegendo intensamente o setor automotivo.

Este trabalho analisa o impacto das barreiras comerciais na indústria automotiva no bem-estar do Brasil usando um modelo de equilíbrio parcial a partir do artigo Tcha e Kuriyama (2003). O modelo de equilíbrio parcial nos permite uma análise política relativamente menos complexa e mais transparente, focando em algumas variáveis como, por exemplo, a de preço e renda (FRANCOIS & REINERT, 1997). Além disso, modelos tradicionais na literatura de equilíbrio parcial aferindo a demanda e oferta de automóveis são comumente usados, por exemplo, Berry *et al.* (1995), De Negri (1998) e Huse e Salvo (2006).

Hufbauer e Elliott (1994), também, usaram o equilíbrio parcial em sua análise, argumentando que é mais simples do que aqueles necessários para a modelagem de equilíbrio geral, mantendo a transparência do modelo. A completude e a complexidade das análises podem ser perdidas pela abordagem de equilíbrio parcial, no entanto, a perda não é considerada significativa, devido ao setor automotivo não explicar a economia brasileira como um todo, independentemente da ênfase do governo. Embora variedades de medidas protecionistas na indústria automobilística brasileira foram adotadas, com ênfase na última década e sob o regime Inovar-Auto (tarifa de importação e requisito de conteúdo local), as tarifas de importações foram as ferramentas de política mais utilizadas pelo governo federal. Portanto, este trabalho foca e mede o efeito das tarifas sobre o bem-estar do Brasil no regime Inovar-Auto.

Segundo Tcha e Kuriyama (2003) as tarifas têm efeitos estáticos (diretos e indiretos) e dinâmicos. O efeito estático direto se refere à mudança no excedente consumidor e produtor devido às tarifas. Já o efeito estático indireto, derivado do efeito direto, refere-se ao impacto nas oportunidades de trabalho, por exemplo, o elevado preço interno causado pela imposição de tarifas diminuirá a rentabilidade da indústria consumidora e do usuário e, como resultado, diminuirá o investimento nesse setor. Dessa forma, menos níveis de investimento afetarão negativamente o emprego. Em contrapartida, a indústria protegida por medidas protecionistas usufrui de maiores lucros e poderá gastar mais em investimentos, o que criará mais oportunidades de emprego. O efeito dinâmico inclui a oportunidade de uma empresa obter competitividade no mercado mundial ou acelerar a especialização que enfrentam mercados grandes ao longo do tempo. Os efeitos dinâmicos não são facilmente observados e estão fora do escopo deste estudo. Os efeitos estáticos diretos, em particular o excedente do consumidor e do produtor, serão calculados neste trabalho, com alguma discussão sobre os efeitos indiretos.

Analisar o regime automotivo pode contribuir para mudanças na política industrial desse setor e a aprimorar as políticas subsequentes. Dessa forma, pode se contornar as perspectivas e incentivos privados nesse segmento a mobilizar P&D, inovações no setor, investimentos e políticas para outros setores em cadeia, além das montadoras, e a melhor eficiência nos programas automotivos.

O presente trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção é apresentado o programa Inovar-Auto, enquanto nas seções três e quatro a metodologia, os dados e a análise dos resultados obtidos. Na quinta seção, de maior importância, a análise de bem-estar da economia e, finalmente, na última seção, são apresentados às conclusões.

1. O PROGRAMA INOVAR-AUTO

Dando continuidade às medidas propostas pelo Plano Brasil Maior⁵, o governo federal anunciou a criação do novo regime automotivo brasileiro, denominado Inovar-Auto. O Programa foi instituído pela Medida Provisória 563/2012 (regulamentada pelo Decreto 7.716/12), convertida na Lei 12.715/12 (regulamentada pelo Decreto 7.819/12) com durabilidade de cinco anos (2013 a 2017), MDIC (2018).

Segundo o MDIC (2018), o Inovar-Auto teve como objetivos: (1) criar condições de competitividade, fortalecer a cadeia nacional de fornecedores e aumentar o conteúdo regional dos veículos produzidos no Brasil medido pelo volume de aquisições de peças e insumos, (2) aumentar a eficiência energética dos veículos (carros mais econômicos) e inserir a indústria automotiva do país na rota tecnológica global, assegurar investimento em P&D (inovação), (3) aumentar o volume de gastos em engenharia, tecnologia industrial básica (TIB) e capacitação de fornecedores.

O regime automotivo incluiu o aumento do IPI para 30% e previu descontos progressivos sobre esta alíquota que foram dados à medida que os requisitos do programa foram atendidos. As montadoras instaladas no país e com alto índice de conteúdo local foram contempladas com os descontos, permanecendo inalterada a alíquota antiga de IPI, quando validados todos os requisitos. Assim, o programa concedeu como benefício o crédito presumido de IPI, condicionado ao atendimento de algumas condições (Tabela 1).

⁵ O Plano Brasil Maior foi instituído pelo Governo Federal estabelecendo a política industrial, tecnológica, de serviços e de comércio exterior para o período de 2011 a 2014, com objetivos de estimular a P&D e a produção nacional para alavancar a competitividade da indústria no mercado interno e externo (ABDI, 2018).

Tabela 1 - Condições para redução do IPI

Anos para Concessão:	2013	2014	2015	2016	2017
P&D e Inovação - % Receita Líquida	0,15%	0,30%	0,50%	0,50%	0,50%
Engenharia/Capacitação Fornecedores - % Receita Líquida	0,50%	0,75%	1,0%	1,0%	1,0%
Programa de Etiquetagem Veicular - % Mínima de Produtos	36%	49%	64%	81%	100%
Números de Atividades Fabris Exigidas - Automóveis e Comerciais Leves	8	9	9	10	10
Números de Atividades Fabris Exigidas - Caminhões	9	10	10	11	11
Compras Locais	Créditos Adicionais acima de 30% do IPI				

Fonte: A autora, 2018 baseado em MDIC, 2018.

O regime exigiu 0,15% de investimento em P&D para o ano de 2013, chegando a 0,5% no ano de 2015. Para Engenharia, Tecnologia Industrial Básica e Capacitação de Fornecedores, o máximo exigido durante o regime foi de 1% (Tabela 1). Analogamente o programa Inovar-Auto teve por finalidade fortalecer a cadeia nacional de fornecedores e aumentar o conteúdo regional dos veículos produzidos no Brasil.

As taxas de IPI dependiam também do potencial do motor e do tipo de combustível como parte de um incentivo político para apoiar veículos menores e mais eficientes. Além dos 30 pontos percentuais (pp) de aumento do IPI trazido pelo Inovar-Auto para veículos não cobertos pelo Programa, o Governo proporcionou reduções temporárias no IPI como forma de impulsionar o consumo de veículos mais econômicos. Antes do Inovar Auto, por exemplo, o IPI padrão para veículos com motorização 1.0 era de 7%, com o Programa, esses veículos vendidos sem o cumprimento dos requisitos para créditos de IPI, aumentaram para 37%. Ou seja, para aqueles capazes de obter os créditos do Programa, o IPI ainda era de 7%. No entanto, em maio de 2012, o Governo reduziu este IPI para 0% sob o Inovar-Auto e, portanto, para 30% para veículos sem créditos. Em 2013, esse IPI foi aumentado para 2%, em 2014, para 3% e, em 2015, retornou à taxa padrão de 7%. Caminhos semelhantes foram seguidos por outros tipos de motores e combustíveis. A política protecionista está na exigência das compras locais com créditos acima de 30% do IPI para os fabricantes dentro dos requisitos do Programa que contraria as normas da OMC (Tabela 2).

Tabela 2 - Impostos do IPI cobrados sobre a indústria automotiva brasileira

Deslocamento do motor	IPI padrão antes de Inovar Auto (2012)	IPI padrão após Inovar Auto (2012)	IPI sob Inovar Auto: reduções em 2012	IPI sob Inovar Auto: reduções em 2013	IPI sob Inovar Auto: reduções em 2014	IPI sob Inovar Auto em 2015
Menos do que 1L	7%	37%	0%	2%	3%	7%
Flex / Etanol 1-2L	11%	41%	5.5%	7%	9%	11%
Gasolina 1-2L	13%	43%	6.5%	8%	10%	13%
Acima de 2L Flex / Etanol	18%	48%	18%	18%	18%	18%
Acima de 2L de gasolina	25%	55%	25%	25%	25%	25%

Fonte: WORLD BANK GROUP, 2017.

Esse conjunto de restrições e metas abrangeu esforços da organização compradora de insumos estratégicos a desenvolver capacidades e habilidades dos fornecedores. Assim, tiveram que estabelecer em conjunto, programas com o intuito de elevar a produção nacional de insumos estratégicos e melhorar o nível de competitividade, compreendendo fornecedores do segmento de autopeças que já participavam da cadeia de suprimentos ou novos fornecedores (MDIC, 2018).

Outra consideração importante é quanto os investimentos anunciados após o Inovar Auto foram de fato motivados pelo Programa. A Tabela 3 mostra os investimentos anunciados pelas empresas no período de 2013 a 2017 e suas influências sobre o Inovar-Auto. O Programa foi responsável por apenas 51% do investimento comprometido e 52% dos empregos previstos.

Tabela 3 - Investimento anunciado: 2013-2017

EMPRESA	INVESTIMENTO COMERCIAL (R\$ milhões)	CAPACIDADE DE PRODUÇÃO PREVISTA (Unidades)	DATA ESPERADA PARA INICIAR PRODUÇÃO*	CRIAÇÃO DE EMPREGO ESPERADA (Pessoas)	HIPÓTESE**
AUDI DO BRASIL DIST. DE VEÍCULOS LTDA (Projeto A3 e Q3).	670	26.000	4º trim. 2015	400	INOVAR-AUTO
BMW DO BRASIL LTDA.	625	32.000	1º trim. 2014	1.300	JÁ DECIDIDO
CAMINHÕES METRO-SHACMAN DO BRASIL, COM. E IND. DE VEIC. AUTOMOTORES LTDA.	329	10.000	4º trim. 2014	300	JÁ DECIDIDO
CAOA MONTADORA DE VEIC. PROJETO (Ix35).	300	24.000	3º trim. 2014	550	JÁ DECIDIDO
CHERY BRASIL IMP.FAB.E DIST.VEIC.	351	100.000	1º trim. 2014	1.700	JÁ DECIDIDO
DAF CAMINHÕES BRASIL INDÚSTRIA LTDA.	351	10.000	4º trim. 2013	500	JÁ DECIDIDO
FOTON AUMARK DO BRASIL - Fábrica no Rio Grande do Sul.	239	34.000	2º trim. 2015	307	INOVAR-AUTO
FOTON MOTORS DO BRASIL LTDA - Fábrica na Bahia.	301	16.000	2º trim. 2015	500	INOVAR-AUTO
JAC MOTORS DO BRASIL AUTOMÓVEIS.	900	80.000	1º trim. 2015	3.000	INOVAR-AUTO
JAGUAR E LAND ROVER BRASIL IMPORTAÇÃO E COMÉRCIO DE VEÍCULOS LTDA.	904	24.000	3º trim. 2016	1.360	INOVAR-AUTO
MERCEDES-BENZ DO BRASIL LTDA (Projeto Classe C e GLA).	709	20.000	1º trim. 2016	1.000	INOVAR-AUTO
MMC AUTOMOTORES DO BRASIL LTDA (Projeto ASX).	283	27.000	2º trim. 2013	324	JÁ DECIDIDO
MMC AUTOMOTORES DO BRASIL LTDA (Projeto LANCER).	193	21.715	1º trim. 2014	300	JÁ DECIDIDO
NISSAN DO BRASIL AUTOMOVEIS LTDA (INCISO III).	2.500	160.000	1º trim. 2014	2.700	JÁ DECIDIDO
SBTC INDÚSTRIA DE VEÍCULOS S/A.	199	5.000	1º trim. 2016	850	INOVAR-AUTO
VOLKSWAGEN DO BRASIL IND. DE VEÍCULOS AUTOMOTORES (Projeto GOLF).	505	40.000	3º trim. 2015	400	INOVAR-AUTO
TOTAL	8.688	603.715	-	15.091	
TOTAL INFLUENCIADO PELA POLÍTICA (***)	4.426			7.817	
%	51%			52%	

(*) As datas foram dadas pelas empresas ao Ministério da Indústria e Comércio Exterior ao se inscreverem no programa Inovar-Auto, e inclui atualizações até 2015.

(**) Como resultado dos seguintes pressupostos: a) Uma decisão de investimento é tomada pelo menos 3 anos antes da produção ocorrer; e b) A política começou a influenciar as decisões de investimentos.

Fonte: WORLD BANK GROUP, 2017.

Além dos incentivos oferecidos pelo Inovar-Auto, o Brasil também ofereceu empréstimos a juros baixos para os fabricantes de automóveis, por meio do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) (WORLD BANK GROUP, 2017). Como por exemplo, um empréstimo de R\$ 2,4 bilhões para a Fiat, um empréstimo de R \$ 374 milhões para a Renault e um empréstimo de R\$ 342 milhões para a Volkswagen para projetar e desenvolver novos veículos no ano de 2017.

O período estabelecido de vigência do Inovar-Auto foi de janeiro de 2013 a dezembro de 2017, mas foi interrompido em setembro de 2017 pela OMC (Organização Mundial do Comércio) alegando práticas protecionistas, pleiteada pela União Europeia e Japão (HASTREITER & WINTER, 2014). Em virtude disso, esteve em debate entre setembro de 2017 e dezembro de 2018 um novo regime pelo Governo (MDIC -Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços) chamado “ROTA 2030”, prevendo novos incentivos ao setor e pautado na Lei do Bem⁶ de 2005, mas com previsão de créditos a serem usados em quinze anos, ou seja, uma política industrial de longo prazo (MDIC, 2018).

O Governo considera a indústria automotiva importante para economia e mesmo com os equívocos do regime Inovar-Auto continua a protegê-lo, tornando vigente o Rota 2030 no final de 2018, fornecendo subsídios e/ou reduzindo tarifas – IPI, porém com uma nova roupagem. A nova política automotiva foi assinada pelo governo federal em 08 de novembro de 2018 e publicada em 11 de dezembro de 2018 sob a Lei 13.755/2018 que institui o Programa Rota 2030, buscando alinhar o produto nacional ao padrão dos grandes polos globais com o objetivo de ampliar as exportações de veículos e autopeças (MDIC, 2019).

O novo Regime estabelece requisitos obrigatórios para a comercialização de veículos no Brasil e dispõe sobre o regime tributário de autopeças não produzidas no país, além de estender aos triciclos e quadriciclos (e suas respectivas partes e peças) o tratamento tributário

⁶ Lei n.º 11.196, de 21 de novembro de 2005, conhecida como “Lei do Bem”, em seu Capítulo III, regulamentado pelo Decreto nº 5.798, de 7 de junho de 2006, criou benefícios fiscais à inovação tecnológica, dentre os quais destacam-se: * dedução, na apuração do Imposto de Renda devido, dos dispêndios com P&D, inclusive aqueles com instituições de pesquisa, universidades ou inventores independentes; * exclusão, na determinação do lucro real para cálculo do IRPJ e da base de cálculo da CSLL, do valor correspondente a até 60% da soma dos dispêndios efetuados com P&D. Este percentual poderá atingir 70% em função do acréscimo de até 5% no número de empregados que forem contratados exclusivamente para atividades de P&D; e 80%, no caso deste aumento ser superior a 5%. Além disto, poderá haver também uma exclusão de 20% do total dos dispêndios efetuados em P&D objeto de patente concedida ou cultivar registrado; * redução de 50% de IPI na compra de equipamentos (nacionais ou importados) destinados a P&D; * depreciação imediata dos equipamentos comprados para P&D; * amortização acelerada dos dispêndios para aquisição de bens intangíveis para P&D; * redução a zero da alíquota do imposto de renda retido na fonte nas remessas efetuadas para o exterior destinadas ao registro e manutenção de marcas, patentes e cultivares; * dedução, como despesas operacionais no cálculo do IRPJ e da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido - CSLL, dos valores transferidos a microempresas e empresas de pequeno porte, destinados à execução de P&D, de interesse e por conta da pessoa jurídica que promoveu a transferência (MCTIC, 2018)

estabelecido para os produtos industrializados na Zona Franca de Manaus. As novas diretrizes do programa estão a eficiência energética, o aumento dos investimentos em pesquisa, desenvolvimento e inovação (P&D); e o estímulo à produção de novas tecnologias e inovações (MDIC, 2019). Estas formulações são similares ao Inovar-Auto, além de terem medidas restritivas e requisitos obrigatórios para a comercialização de veículos novos importados ou produzidos no país, e prevê, ainda, a redução do IPI para os veículos que superarem metas do programa.

No entanto, o diferencial está no P&D e nas concessões de tributações: (1) créditos tributários de até 12,5% dos dispêndios realizados no país em pesquisa e desenvolvimento, que poderão ser usados no abatimento do Imposto de Renda de Pessoa Jurídica (IRPJ) e da Contribuição Social sobre Lucro Líquido (CSLL) para as empresas que participarem do programa, desde que elas comprovem que foram despesas operacionais; (2) Para carros híbridos e elétricos a nova legislação prevê a redução das alíquotas do IPI aplicadas sobre os veículos híbridos flex em, no mínimo, 3 p.p. em relação aos veículos híbridos convencionais, de classe e categoria similares; (3) Sob o Regime de autopeças institui o regime tributário para a importação de autopeças incluindo pneumáticos, sem produção no Brasil - será concedida isenção do Imposto de Importação (II) para as autopeças sem produção nacional equivalente, quando destinadas à industrialização de produtos automotivos, incluindo outras autopeças; (4) A isenção do II fica condicionada à realização de dispêndios em projetos de pesquisa, desenvolvimento e inovação e em programas prioritários de apoio ao desenvolvimento industrial e tecnológico para o setor automotivo e sua cadeia, em montante equivalente à aplicação da alíquota de 2% do valor aduaneiro do bem importado (MDIC, 2019). O problema do Inovar-Auto estava na restrição de conteúdo local em virtude ao efeito protecionista.

2. METODOLOGIA E DADOS

2.1. Estimativas do Modelo

O presente trabalho baseia-se no artigo Tcha e Kuriyama (2003), no qual calcularam o impacto da política protecionista sob economias de escala e os efeitos do bem-estar das tarifas na indústria automotiva australiana.

Na presente dissertação, serão obtidas as elasticidades de demanda e de oferta com base nos modelos de cointegração e mecanismo de correção de erros, e posteriormente o bem-estar dos consumidores e produtores na indústria automobilística brasileira.

As funções de demanda e de oferta são descritas como:

$$\text{Demanda: } NR = a_1 * (PC)^{b_1} * (RI)^{b_2} \quad (1)$$

$$\text{Oferta: } CA = a_2 * (PC)^{c_1} \quad (2)$$

Onde NR é o número de registros de carros novos, o PC é a média ponderada do preço real dos carros, o RI é a renda nacional real e a CA é o número de carros produzido no Brasil, a_1 , a_2 são os interceptos das funções.

Das equações (1) e (2), a elasticidade preço da demanda é b_1 , a elasticidade renda da demanda é b_2 e a elasticidade preço da oferta é c_1 , que são os coeficientes para as variáveis relacionadas por regressão log-linear.

$$\text{Demanda: } \ln(NR_t) = a_1 + b_1 \ln(PC_t) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{Oferta: } \ln(CA_t) = a_2 + c_1 \ln(PC_t) + \mu \quad (4)$$

Utilizando os modelos e vinculando a proposta do regime Inovar-Auto sobre categoria de carros para efetivação do regime, as funções de elasticidade da demanda e da oferta desse trabalho ficaram divididas em três modelos: i) automóveis; ii) comerciais leves, e iii) automóveis e comerciais leves:

Modelo (i):

$$\text{Demanda: } \ln(LIC_{Auto_t}) = a_1 + b_1 \ln(P_{Auto_t}) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{Oferta: } \ln(PROD_{Auto_t}) = a_2 + c_1 \ln(P_{Auto_t}) + \mu \quad (6)$$

Onde LIC_{Auto_t} é o número de registros de automóveis novos (NR), o P_{Auto_t} é o preço dos automóveis (PC), o RI é a renda nacional real e a $PROD_{Auto_t}$ é o número de automóveis produzidos no Brasil (CA), seguidos de seus interceptos a_1 e a_2 .

Modelo (ii)

$$\text{Demanda: } \ln(LIC_{Come_t}) = a_1 + b_1 \ln(P_{Come_t}) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon \quad (7)$$

$$\text{Oferta: } \ln(PROD_{Come_t}) = a_2 + c_1 \ln(P_{Come_t}) + \mu \quad (8)$$

Onde LIC_{Come_t} é o número de registros de comerciais leves novos (NR), o P_{Come_t} é o preço dos comerciais leves (PC), o RI é a renda nacional real e a $PROD_{Come_t}$ é o número de comerciais leves produzidos no Brasil (CA), seguidos de seus interceptos a_1 e a_2 .

Modelo (iii)

$$\text{Demanda: } \ln(LIC_{Auto_tCome_t}) = a_1 + b_1 \ln(P_{Auto_tCome_t}) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon \quad (9)$$

$$\text{Oferta: } \ln(PROD_{Auto_tCome_t}) = a_2 + c_1 \ln(P_{Auto_tCome_t}) + \mu \quad (10)$$

Onde $LIC_{Auto_tCome_t}$ são os números de registros de automóveis e comerciais leves novos (NR), o $P_{Auto_tCome_t}$ são os preços dos automóveis e comerciais leves (PC), o RI é a renda nacional real e a $PROD_{Auto_tCome_t}$ são os números de automóveis e comerciais leves produzidos no Brasil (CA), seguidos de seus interceptos a_1 e a_2 .

O preço do veículo é o fator mais influente, e, portanto, espera-se que na demanda choques negativos nos preços ocasionem impactos positivos nos licenciamentos automotivos. No entanto, pretende-se resultados substancialmente diferentes do que poderiam ser esperados para elasticidade da oferta, choques negativos nos preços ocasionam impactos positivos nas produções automotivas devido à economia de escala, ou seja, a curva de oferta negativamente inclinada indica que os fabricantes produzem mais veículos à medida que o preço (custo) dos veículos diminui. Assim, os sinais esperados para os testes empíricos são:

Função de Demanda:

$$\frac{\partial LIC_{jt}}{\partial PC_{jt}} < 0; \frac{\partial LIC_{jt}}{\partial RI_{jt}} > 0.$$

Função de Oferta:

$$\frac{\partial PROD_{jt}}{\partial PC_{jt}} \leq 0.$$

2.2. Dados

Os dados utilizados na estimação dos modelos foram compostos por séries mensais entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2017 das seguintes variáveis:

- (a) Números de registros de carros novos ($CA: LIC_{Auto_t}$ e LIC_{Come_t}) e os números de carros produzidos⁷ no Brasil ($NR: PROD_{Auto_t}$ e $PROD_{Come_t}$) foram obtidos no Anuário ANFAVEA (2018);
- (b) Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro como *proxy* da renda nacional real (RI), deflacionado pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). A RI foi obtido diretamente do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS/BACEN) e o IGP-DI do Ipeadata.
- (c) Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) por Classificação de Origem (OG) segundo categoria de veículos como *proxy* da média ponderada do preço real dos carros ($PC: P_{Auto_t}$ e P_{Come_t}), a preços relativos do IPA-OG todos os itens (IPA-OG Total). Esses indicadores econômicos foram obtidos do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

É difícil obter um preço representativo para automóveis, uma vez que os automóveis são diferenciados por modelos e categorias. Mesmo o próprio modelo de veículo tem preços diferenciados, dependendo dos opcionais e das características. Assim, selecionamos modelos

⁷ Os dados da produção referem-se a veículos montados.

de veículos entre duas categorias: automóveis⁸ e comerciais leves⁹. Foram testados dois deflatores para os preços mensais: IPA-OG/IBRE-FGV¹⁰ e IPCA-VN/IBGE¹¹. A amostra estatística IPCA-Automóveis Novos do IBGE, utilizada pela instituição não é por categorias de veículos e o Inovar-Auto abrangeu tipos de veículos diferenciados por potência de motor. Assim sendo, é utilizado o IPA-OG/IBRE-FGV por categoria de veículos (automóveis e comerciais leves). Os resultados foram obtidos com o deflacionamento das séries nominais pelo IPA-OG Categorias/IPA-OG Total da IBRE-FGV.

No bem-estar, os preços internacionais foram balizados através dos principais produtores¹² do mundo segundo a classificação dos países por Taylor (2018), com base nas exportações brasileiras de veículos por categorias (automóveis e comerciais leves) para esses países do WITTS/Comtrade¹³. A relação dos preços internacionais pautou no valor das exportações desses países sobre o peso por Kg como preço implícito, resultando em uma média ponderada de preços anuais no período 2013 a 2017. Por sua vez, os preços nacionais advêm da fonte de dados Tabela FIPE¹⁴, a partir da programação em R (*web Scraping*). Foram obtidos da Tabela FIPE, os preços de veículos zero quilômetro para os respectivos anos do Regime, segundo a classificação dos modelos de automóveis e comerciais leves mais vendidos da FENABRAVE¹⁵ (novembro de 2017 e 2018).

⁸ Os automóveis compreendem a veículos de quatro categorias de carros: carros de cilindrada não superior a 1.000 cm³; carros de cilindrada superior a 1.000 cm³, mas não superior a 1.500 cm³; carros de cilindrada superior a 1.500 cm³, mas não superior a 2.500 cm³; e carros de cilindrada superior a 2.500 cm³.

⁹ Comerciais leves são caminhonetas e utilitários, e para transporte de 10 pessoas ou mais (superior a 6M3, mas inferior a 9M3), ou seja, são veículos para o transporte de mercadorias, carga não superior a 5 toneladas, e de pessoas, por exemplo, vans.

¹⁰ IPA-OG/IBRE-FGV - Índice de Preços ao Produtor Amplo por Classificação de Origem dos indicadores econômicos do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas.

¹¹ IPCA-VN/IBGE: Índice de Preço ao Consumidor Amplo para veículos novos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

¹² Segundo Taylor (2018), uns dos principais produtores de automóveis mundiais são China, Japão, Alemanha, Estados Unidos, França, Espanha, México e Itália, e para os veículos comerciais leves são China, Estados Unidos, Coreia do Sul, Japão, Espanha, Alemanha, México e Itália.

¹³ WITS-World Integrated Trade Solution.

¹⁴ Tabela FIPE (2018) - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

¹⁵ FENABRAVE (2018) - Fenabrave Federação Nacional Distribuição Veículos Automotores.

2.3. Testes de Raiz Unitária e Quebra Estrutural

Para testar a estacionariedade das séries, será utilizado neste trabalho, o teste ADF (Dickey – Fuller Aumentado) (1981) sem quebra estrutural, que consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde ΔY_t é o operador de diferenças ($Y_t - Y_{t-1}$), α é uma constante, βt é a componente de tendência do modelo, γ é o coeficiente que permite testar a estacionariedade (se $\gamma = 0$, Y tem uma raiz unitária), p é o número de termos defasados a incluir no modelo e ε_t é o termo de erro aleatório ou perturbação estocástica.

A existência de quebra estrutural, seja no nível da série ou em sua tendência, pode comprometer as conclusões dos testes de raiz unitária realizados e que não levam em conta essa mudança. Assim sendo, a metodologia utilizada no presente estudo para testar a raiz unitária na presença de quebra estrutural é a de Zivot e Andrews (1992). Esse método analisa a presença de quebra estrutural no nível, na tendência ou nível e tendência da série estudada. Os autores utilizaram as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde a equação (12) testa para queda no nível, a equação (13) é utilizada para testar quebra na tendência e a equação (14) para testar conjuntamente em nível e tendência.

Os termos DU_t e DT_t são respectivamente, variáveis *dummies* para uma quebra estrutural na constante ou na tendência em uma determinada data da série. Assim, considera a hipótese nula (H_0) com presença de raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa (H_1) sem tendência estocástica, mas com uma série estacionária com quebra estrutural. Testes adicionais são realizados para as quatro variáveis (NR , CA , RI e PC), caso tenha uma unidade de raiz unitária ($I(1)$), assumindo a primeira diferença.

2.4. Modelos VAR e VEC

Os métodos de Vetores Autoregressivo (VAR) e Correção de Erros (VEC) foram utilizados para determinar as elasticidades da demanda e da oferta, com objetivo de estimar o custo do bem-estar das tarifas.

O modelo VAR pode ser expresso da seguinte maneira:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \dots + A_pX_{t-p} + B_0Z_t + B_1Z_{t-1} + \dots + B_pZ_{t-r} + e_t \quad (15)$$

Onde:

A_0 = vetor de termos interceptados $n \times 1$;

$A_1, \dots, A_p = n \times n$ matrizes de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas aos valores correntes de tais variáveis;

$B_0, \dots, B_p = n \times m$ matrizes de coeficientes que relatam valores atuais e defasados de variáveis exógenas para valores correntes de variáveis endógenas;

e_t = vetor $n \times 1$ de termos de erros.

Cada uma das variáveis X e Z é explicada por seus valores defasados.

Para selecionar o melhor modelo VAR, têm-se como base os Critérios de Schwarz (SC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ), os quais são importantes para determinar o número de defasagens a incluir no modelo VAR, já que leva em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o de estimadores do parâmetro. Assim, quanto menores os valores, melhor será o modelo. A versão multivariada dos critérios AIC, SC e HQ é uma generalização da versão univariada da seguinte forma:

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (16)$$

$$SC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (17)$$

$$HC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (18)$$

em que $\hat{\Gamma}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T e_t e_t^T}{T}$ e mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas as equações.

O critério AIC superestima assintoticamente a ordem do VAR com probabilidade positiva, ao passo que os dois últimos critérios estimam a ordem consistentemente sob hipótese

bem gerais, caso o processo gerador de dados tiver uma ordem finita no VAR e se $p_{max} > p$, em que p é a verdadeira ordem do modelo. Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004) comentam que, para $T \geq 16$, a seguinte relação ocorre, mesmo para pequenas amostras: $\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC)$.

Este estudo aplica cointegração para resolver o problema da raiz unitária. Alguns pares de variáveis não estacionárias seriam cointegradas se perambularem próximos devido às forças de desequilíbrio (KENNEDY, 1992), o que significa que as variáveis são não estacionárias individualmente, mas uma combinação linear deles é estacionária. Assim, a etapa seguinte seria testar a existência de cointegração entre um conjunto de variáveis econômicas utiliza-se o método de Johansen & Juselius (1990). Este método se baseia na seguinte versão modificada de um modelo (VAR):

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + \mu + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde:

y_t = vetor com k variáveis;

ε_t = erro aleatório;

d_t = vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Sendo r o posto da matriz Π então Π tem r raízes características (*eigenvalores*) ou autovalores estatisticamente diferentes de zero. Existem três situações que podem ocorrer: (a) se $r = k$, então y_t é estacionário;

(b) se $r = 0$, então Δy_t é estacionário;

(c) se $0 < r < k$, existem matrizes α e β tais que $\Pi = \alpha\beta'$, bem como o vetor βy_t é estacionário. Sendo que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo.

A hipótese nula de que existe r vetor cointegrado é testada usando-se a estatística traço (λ_{trace}) e a estatística do máximo autovalor (λ_{max}). O teste traço é dado por:

$$\lambda_{trace} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (20)$$

Onde, Q = (função de verossimilhança restrita maximizada / função de verossimilhança sem restrição maximizada).

O teste máximo autovalor é dado por:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (21)$$

Onde λ_i são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz Π estimada e T é o número de observações. Se os valores calculados de λ_{trace} e λ_{max} são superiores aos valores críticos, então se rejeita a hipótese nula de não cointegração.

Os procedimentos descritos até aqui foram úteis para se determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Assim, Engle & Granger (1987) demonstraram que, mesmo apresentando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis não estacionárias (em nível), é possível que ocorra desequilíbrio no curto prazo, ou seja, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. O mecanismo que conduz as variáveis para o equilíbrio é conhecido como Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), pois por meio do VEC, é possível determinar a velocidade com que os desequilíbrios no curto prazo são eliminados. Assim, VEC é um VAR restrito no qual possui restrições de cointegração, tal que ele é designado para o uso de séries não estacionárias que são cointegradas. O termo da cointegração no VAR é conhecido como o termo de correção do erro desde que desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos no modelo de curto prazo. A representação para o caso bivariado é:

$$\Delta y_t = a_1 + a_y(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \sum_{i=1} a_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{12}(i)\Delta z_{t-i} + e_{yt} \quad (22)$$

$$\Delta z_t = a_2 + a_z(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \sum_{i=1} a_{21}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{22}(i)\Delta z_{t-i} + e_{zt} \quad (23)$$

Onde β é o parâmetro da equação de cointegração e os erros são ruídos brancos e os α 's são todos os parâmetros. O termo $(y_{t-1} - \beta z_{t-1})$ é a correção do erro, sendo a restrição em relação ao VAR. O conceito de Engle & Granger (1987), o VEC pode ser estimado como um VAR na primeira diferença, acrescentado o termo da correção do erro, que é o erro estimado da equação de cointegração, denotado de $\hat{\varepsilon}_t$ nas equações (24) e (25). Então, o VEC é estimado como:

$$\Delta y_t = a_1 + a_y \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{12}(i)\Delta z_{t-i} + e_{yt} \quad (24)$$

$$\Delta z_t = a_2 + a_z \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{22}(i) \Delta z_{t-i} + e_{zt} \quad (25)$$

De tal modo, todos os procedimentos desenvolvidos para o VAR podem ser aplicados.

Após os testes de raiz unitária e definido o número de cointegração para o modelo estimado, pode ser feito, o teste de Granger-Causalidade. Pergunta-se se uma variável é capaz de prever outra e em que condições, ou seja, é saber se o escalar de y ajuda a prever o escalar de z . Se isso não acontece, diz-se que y não Granger-causa z . Assim o teste é feito da seguinte maneira:

$$1) z_t = \phi_{20} + \sum_{i=0}^p \phi_{i,21} y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_{i,22} z_{t-i} + e_{2t};$$

2) Teste se y não Granger-causa z usando o teste de F, sob:

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots = \phi_{p,21} = 0 \times H_1: \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p,$$

Em que a estatística do teste é dada por:

$$S_1 = \frac{\frac{(e_r^2 - e_u^2)}{p}}{\frac{e_u^2}{T - 2p - 1}} \xrightarrow{d} F(p, T - 2p - 1),$$

Em que r representa restrito e u , não restrito. Se $S_1 > F^{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula de que y não Granger-causa z .

Com base no modelo VAR pode ser feito a análise de funções de resposta ao impulso. Se os autovalores da polinomial $(I - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i)$ estiverem fora do círculo unitário, pode-se escrever um VAR (p) como um vetor de médias móveis infinito VMA (∞). Assim, considerando o exemplo de VAR (1) bivariado, tem-se:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix},$$

Em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo. Desse modo:

$$\begin{aligned}
X_t &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B \varepsilon_{t-1} = \\
&= \bar{X} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Psi_{i,11} & \Psi_{i,12} \\ \Psi_{i,21} & \Psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}.
\end{aligned}$$

Em que, defina a matriz:

$$\Psi_i = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}.$$

Os Elementos da matriz Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. Assim, o impacto total de um choque de ε_{yt} sobre y_{t+h} é dado pela soma dos coeficientes $\Psi_{i,11}$, $i = 0, 1, 2, \dots, h$. E sobre Z_{t+h} , devem-se somar os coeficientes $\Psi_{i,21}$. Os coeficientes, quando desenhados em um gráfico contra i , geram a função de resposta ao impulso.

Para a realização dos testes de raiz unitária, cointegração e estimativa do modelo VAR e VEC, utilizou-se o EViews 8.0.

2.5. Medidas de Bem-Estar das Tarifas

Em Tcha e Kuriyama (2003), quando uma curva de oferta tem uma inclinação negativa à estabilidade do equilíbrio não é necessariamente garantido. Para ter um equilíbrio estável, um aumento no preço deve reduzir o excesso de demanda, o mesmo acontece no inverso. Assim,

$$\frac{dQ_D}{dP} - \frac{dQ_S}{dP} < 0, \text{ onde:}$$

$$\begin{aligned}
\frac{d(Q_D - Q_S)}{dP} &= \frac{dQ_D}{dP} * \frac{P}{Q_D} * \frac{Q_D}{P} * \frac{dQ_S}{dP} * \frac{P}{Q_S} * \frac{Q_S}{P} \\
&= \frac{\eta_D * Q_D * \eta_S * Q_S}{P}
\end{aligned} \tag{26}$$

Onde $\eta_D = \left(\frac{dQ_D}{dP}\right) * \left(\frac{P}{Q_D}\right)$ (elasticidade-preço da demanda) e $\eta_S = \left(\frac{dQ_S}{dP}\right) * \left(\frac{P}{Q_S}\right)$ (elasticidade-preço da oferta).

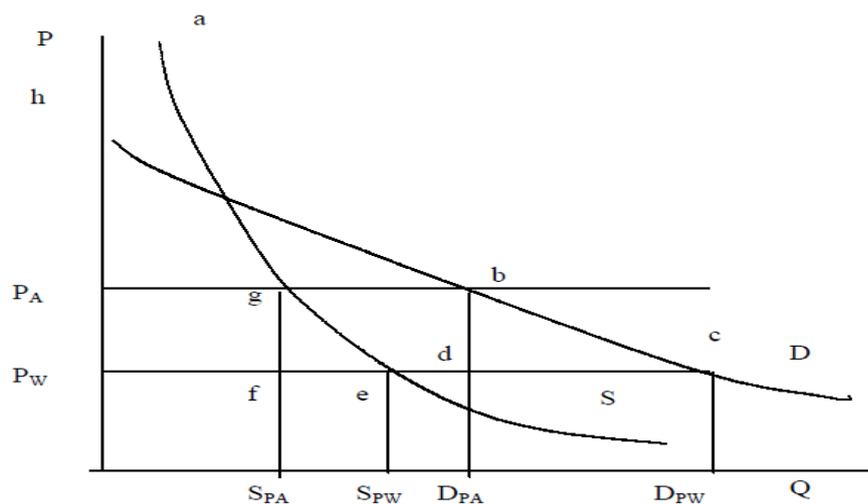
Usando as elasticidades estimadas, os dados sobre a quantidade demandada, a produção local, os preços domésticos e os preços internacionais, o efeito líquido do bem-estar das tarifas nos automóveis pode ser calculado. Esta análise medirá três tipos de efeitos sobre o bem-estar: mudanças no excedente do consumidor, mudanças no excedente do produtor e receita tarifária. Os efeitos do bem-estar social e perda de eficiência (peso morto) também serão calculados.

A Figura 1 demonstra as mudanças nos preços, as quantidades demandadas e as quantidades ofertadas da indústria automotiva brasileira como resultado das tarifas. P_A e P_W na figura representam os preços médios dos automóveis no Brasil e no mundo, respectivamente. As mudanças originadas no excedente do consumidor por tarifas são mostradas graficamente como área $[P_A bc P_W]$, determinado como:

$$D_{PA}[P_A - P_W] + \int_{D_{PA}}^{D_{PW}} D dD - [D_{PW} - D_{PA}] P_W \quad (27)$$

O preço internacional e o preço nacional têm uma relação com $P_A = P_W + T$, onde T são tarifas em automóveis, ou $P_A = (1 + t)P_W$ com t sendo a tarifa (*ad valorem*).

Figura 1 - Efeitos do bem-estar das tarifas com economias de escala



Fonte: TCHA & KURIYAMA, 2003.

Como a elasticidade da oferta em relação ao preço é considerada negativa, a curva de oferta tem uma inclinação negativa, onde a inclinação é mais acentuada do que a curva de

demanda. À medida que existam economias de escala, um aumento no preço doméstico, devido às tarifas, reduz a produção doméstica, que por sua vez diminui o excedente do produtor (negativo). Esta variação do excedente do produtor é a área $[P_A \text{ ge } P_W]$ na Figura 1. A área $[P_A \text{ ge } P_W]$ é o ganho no excedente do produtor em cada ano t , calculado como:

$$S_{PA}[P_A - P_W] + \int_{S_{PA}}^{S_{PW}} S dS - [S_{PA} - S_{PW}] P_W \quad (28)$$

A receita tarifária do governo é o produto do número total de automóveis importados e a tarifa em cada automóvel, que é mostrado na Figura 1 como área $[gbdf]$.

O excedente do consumidor deduzido pela área $[P_A \text{ bc } P_W]$ pode ser decomposto em duas partes: $[P_A \text{ bd } P_W]$ e $[bcd]$. A área $[P_A \text{ bd } P_W]$ reflete a perda do excedente pago pelo preço mais alto, o que, eventualmente, pertence ao excedente do produtor ou da receita tarifária do governo. Em contraste, a área $[bcd]$ representa a perda de eficiência para a economia e é denominado "peso morto". O excedente do produtor no caso de economias de escala se eleva por área $[P_A \text{ ge } P_W]$. A diferença crítica das implicações da política de proteção entre o caso convencional e o caso de economias de escala emerge desse aumento superavitário. Embora a proteção aumente o excedente do produtor devido ao aumento do preço e à expansão da produção, no caso convencional, a distorção da alocação de recursos devido à proteção também causa perda de peso morto. No caso de economias de escala, a política de proteção que mantém altos preços domésticos (P_A) só contribui para reduzir o excedente negativo do produtor. A área $[gef]$ é a perda negativa do peso morto do produtor. Como a área $[gbdf]$ é a cobrança de tarifas total, a perda líquida do bem-estar é a diferença entre a perda de peso morto dos consumidores e o ganho de peso morto (ou perda negativa) dos produtores¹⁶.

¹⁶ A área da perda de bem-estar líquida é $[P_A \text{ bc } P_W] + [P_A \text{ bd } P_W] + [gbdf] = -[bcd] + [gef]$.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS E ANÁLISES

3.1. Estimativas das Funções de Demanda e de Oferta

Para o objetivo da pesquisa foram adotadas, inicialmente, as funções (5) a (10) que são modelos log-log com um componente estocástico (ε_t) nas estimações das elasticidades do setor automotivo brasileiro. Assim, os modelos são especificados na Tabela 4.

Tabela 4 - Especificações dos modelos

Modelo	Especificação	Variável Dependente	Variável Explicativa
<i>Demanda</i>			
Modelo I	Automóvel	Licenciamento Auto	Preço Auto; Renda
Modelo II	Comerciais Leves	Licenciamento Come	Preço Come; Renda
Modelo III	Automóvel e Comerciais Leves	Licenciamento AutoCome	Preço AutoCome; Renda
<i>Oferta</i>			
Modelo I	Automóvel	Produção Auto	Preço Auto
Modelo II	Comerciais Leves	Produção Come	Preço Come
Modelo III	Automóvel e Comerciais Leves	Produção AutoCome	Preço AutoCome

Fonte: A autora, 2018.

Na função de demanda, as variações do preço afetam negativamente os licenciamentos, enquanto a renda nacional afeta positivamente os licenciamentos automotivos brasileiros. Já as variações do preço na oferta afetam negativamente as produções automotivas brasileiras em relação à economia de escala.

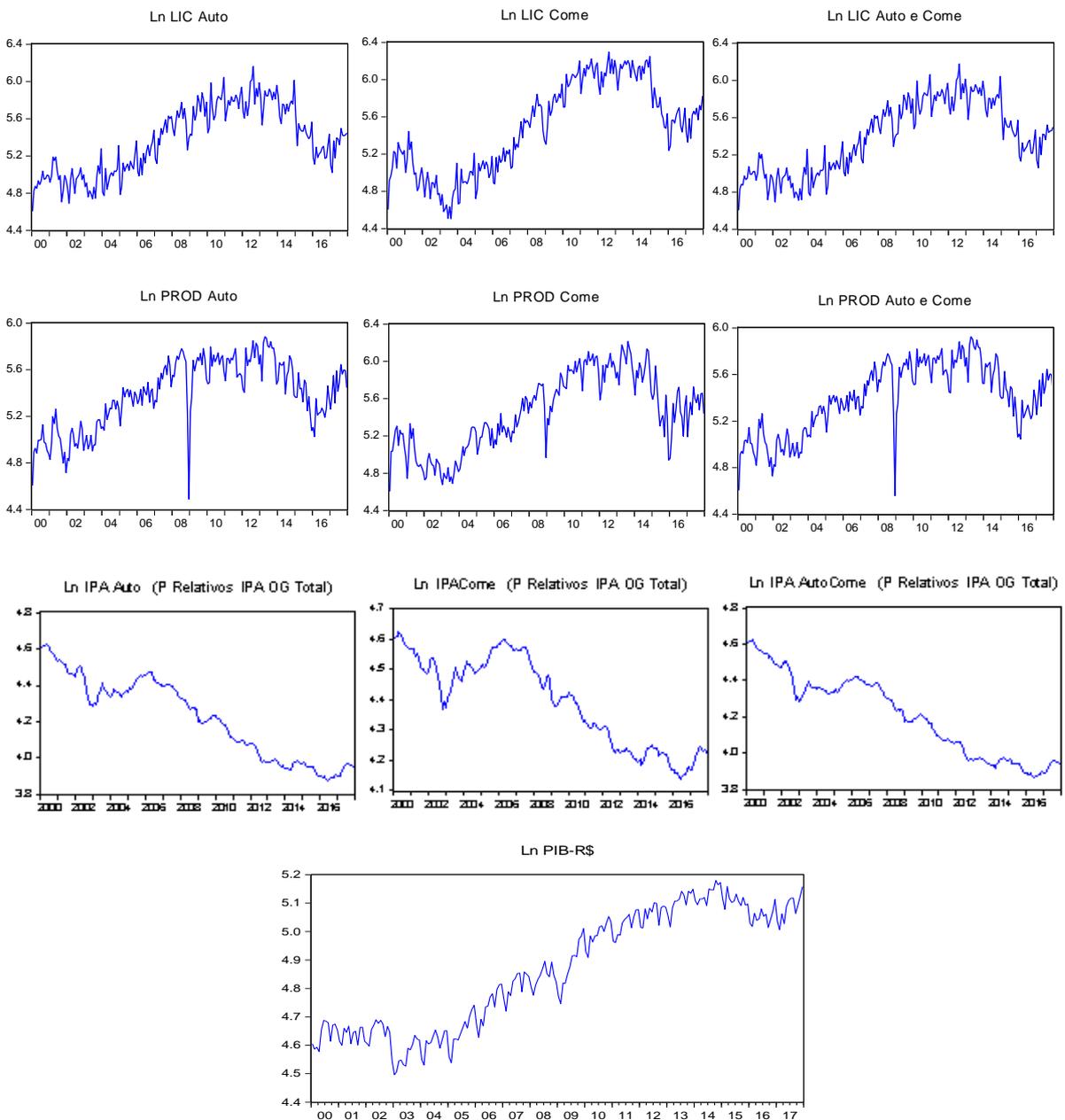
Visando captar os efeitos das elasticidades da oferta e da demanda sobre a indústria automobilística brasileira, o período de análise compreende mensalmente os anos de 2000 a 2017, o que gera 216 observações.

3.2. Análises Gráficas

A primeira etapa da análise de séries temporais foi verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comportou ao longo do tempo, ou seja, identificar se as variáveis utilizadas são ou não estacionárias. Fez-se a análise gráfica das séries com a finalidade de verificar a existência de quebras estruturais referentes a cada variável utilizada no modelo.

Na figura 2, as variáveis *LnLIC*, verificaram-se que a mesma se comportaram, em todo o seu intervalo, oscilações decorrentes de sazonalidades nas quantidades vendidas de veículos e com tendência crescente no período de 2006 a 2013.

Figura 2 - Evolução das variáveis *LnLICauto*, *LnLICcome*, *LnLICautocome*, *LnPRODauto*, *LnPRODcome*, *LnPRODautocome*, *LnPCauto*, *LnPCcome*, *LnCautocome* e *LnPIB*, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2017



Fonte: A autora, 2018.

As variáveis *LnPROD*, apresentaram oscilações em todo seu intervalo de valores. Notamos a presença de um *outlier* de mudança de nível em meados do ano de 2008, em decorrência da crise hipotecária americana, provocando um impacto na produção nacional, ou seja, ocorrendo uma queda acentuada nas produções automotivas brasileiras, no mesmo período.

Ao se analisar as variáveis *LnPC*, verificaram-se que as mesmas se comportaram, em todo o seu intervalo de valores seguindo uma tendência decrescente, não ocorrendo quebra estrutural e indicando a característica de estacionariedade, sendo que a mesma se comportou como uma tendência determinística e só pode ser confirmado após os testes. Cabe ressaltar, que foi utilizado para o computo do preço relativo o IPA-OG por categorias de veículos em relação ao IPA-OG Total. Assim, em relação ao preço relativo, o índice de preço, IPA-OG Total, é maior do que o índice de preço de veículos por categorias, tornando a série decrescente.

Nas variáveis *LnPIB* classificadas na pesquisa como *proxy* da renda nacional, observaram-se uma tendência crescente, mas com uma possível presença de raiz unitária (Figura 2).

3.3. Testes de Raiz Unitária e Quebra Estrutural

Para realizar o teste de cointegração entre as variáveis (licenciamentos de veículos brasileiros, produção de carros nacionais, renda nacional e preços de veículos) analisou-se a estacionariedade das séries utilizando-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sem quebra estrutural e o teste Zivot e Andrews com quebra estrutural, com constante e com tendência. Os resultados dos testes ADF estão resumidos nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 - Teste de raiz unitária para série em nível: ADF

Variáveis	Constante	Tendência	Estatística ADF	Valor Crítico (5%)
LnLICauto	Sim	Sim	-0.397791	-3.432115
LnLICcome	Sim	Sim	-1.591861	-3.432115
LnLICautocome	Sim	Sim	-0.520418	-3.432115
LnPRODauto	Sim	Sim	-3.748221	-3.430963
LnPRODcome	Sim	Sim	-3.025980	-3.430963
LnPRODautocome	Sim	Sim	-3.590799	-3.430963
LnPCauto	Sim	Sim	-1.802808	-3.431062
LnPCcome	Sim	Sim	-1.921610	-3.431062
LnPCautocome	Sim	Sim	-1.789285	-3.431062
LnPIB	Sim	Sim	-2.023740	-3.432115

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 6 - Teste de raiz unitária para série em primeira diferença*: ADF

Variáveis	Constante	Tendência	Estatística ADF	Valor Crítico (5%)
DLnLICauto	Sim	Sim	-5.188634	-3.432115
DLnLICcome	Sim	Sim	-3.773727	-3.432115
DLnLICautocome	Sim	Sim	-4.920997	-3.432115
DLnPRODauto	Sim	Sim	-18.76382	-3.430963
DLnPRODcome	Sim	Sim	-10.80820	-3.431265
DLnPRODautocome	Sim	Sim	-18.71265	-3.430963
DLnPCauto	Sim	Sim	-6.625625	-3.431062
DLnPCcome	Sim	Sim	-7.143703	-3.431062
DLnPCautocome	Sim	Sim	-7.504654	-3.431062
DLnPIB	Sim	Sim	-3.502058	-3.432115

*A letra D no início da variável refere-se à primeira diferença.

Fonte: A autora, 2018.

As variáveis *LnLICauto*, *LnLICcome*, *LnLICautocome*, *LnPRODcome*, *LnPCauto*, *LnPCcome*, *LnCautocome* e *LnPIB* não são estacionárias, não se pode rejeitar a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%, ou seja, não são integradas de ordem zero I (0). Enquanto o *LnPRODauto* e *LnPRODautocome* são estacionários, mas existem uma quebra estrutural no ano de 2008.

Testes adicionais são realizados para as dez variáveis que têm uma unidade de raiz unitária e nas demais variáveis que não são I (1), tomando a primeira diferença. Os testes

realizados para as séries em primeira diferença apresentados na Tabela 6, indicaram que, ao nível de significância de 5%, rejeita-se a existência de raiz unitária.

O teste Zivot e Andrews em nível com quebra estrutural, com constante e com tendência não se pode rejeitar a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%. O mesmo teste na primeira diferença pode rejeitar a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%, porém mesmo com diferença, as variáveis *LnPRODauto*, *LnPRODcome* e *LnPRODautocome* permanecem com quebra estrutural, sugerindo *Dummy* para correção da quebra ocorrida ocasionado pela crise do *subprime* americana (Tabela 7 e 8).

Tabela 7 - Teste de raiz unitário em nível com quebra estrutural: Zivot-Andrews

Variáveis	Estatística Zivot-Andrews	Valor Crítico (5%)
LnLICauto	-3.617997	-4.42
LnLICcome	-2.662435	-4.42
LnLICautocome	-3.432138	-4.42
LnPRODauto	-4.575670	-4.42
LnPRODcome	-3.782951	-4.42
LnPRODautocome	-4.767425	-4.93
LnPCauto	-3.655743	-4.42
LnPCcome	-3.208394	-4.93
LnPCautocome	-3.362465	-4.93
LnPIB	-2.895580	-4.42

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 8 - Teste de raiz unitário em primeira diferença com quebra estrutural: Zivot-Andrews

Variáveis	Estatística Zivot-Andrews	Valor Crítico (5%)
DLnLICauto	-11.50895	-4.93
DLnLICcome	-7.672039	-4.93
DLnLICautocome	-11.29952	-4.93
DLnPRODauto	-10.41358	-4.93
DLnPRODcome	-11.03443	-4.93
DLnPRODautocome	-10.50821	-4.93
DLnPCauto	-7.270678	-4.93
DLnPCcome	-6.704962	-4.93
DLnPCautocome	-5.632434	-4.93
DLnPIB	-7.109582	-4.93

Fonte: A autora, 2018.

3.4. Estimativas dos Coeficientes de Longo Prazo

À medida que as variáveis com uma raiz unitária são identificadas, a ordem do VAR precisa ser determinada. Assim, as estimativas das curvas de demanda e de oferta são utilizados o logaritmo na diferença. O próximo passo foi determinar o número de defasagens do modelo VAR com base nos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Os critérios de informações de AIC e HQ detectaram o menor valor para a defasagem da ordem cinco no Modelo I (demanda), porém a informação de SC detectou o menor valor da ordem 1, correspondendo ao sinal esperado no modelo. Em relação Modelo II (demanda), o critério de informação de SC detectou o menor valor para a defasagem da ordem dois e HQ da ordem três, porém, de acordo com a teoria econômica, os sinais das variáveis ficam corretos com *lag* 1. O mesmo ocorre no Modelo III (demanda), o critério de informação de SC corresponde ao menor valor da ordem 2 e de HQ da ordem 3, no entanto, a correspondência com a teoria econômica ocorre com *lag* 1 (Apêndice A).

Os Modelos I e III (Oferta), sob o critério AC, indicam que a ordem do modelo VAR é o valor para a defasagem da ordem cinco. No entanto, para os modelos corresponderem aos sinais esperados, utiliza-se *lag* 4. Em relação ao Modelo II (Oferta), o critério de informação de SC detectou o menor valor para a defasagem da ordem um HQ e AIC da ordem dois, sendo que o modelo melhor ajustado foi com *lag* 6. Os resultados são apresentados no Apêndice A.

Para determinar o número de vetores de cointegração, são utilizados os testes do traço (λ_{trace}) e o teste do máximo autovalor (λ_{max}), cujos resultados estão apresentados no Apêndice B. Os testes para o Modelo I (demanda) indicam a existência de três vetores de cointegração na função, ou seja, os testes baseados tanto no autovalor máximo da matriz estocástica quanto no traço da matriz estocástica rejeitaram a hipótese nula $H_0: r = 0, r \leq 1$ e $r \leq 2$. Pode-se ressaltar que os testes realizados adotaram um valor crítico tabelado em nível de 5% de significância.

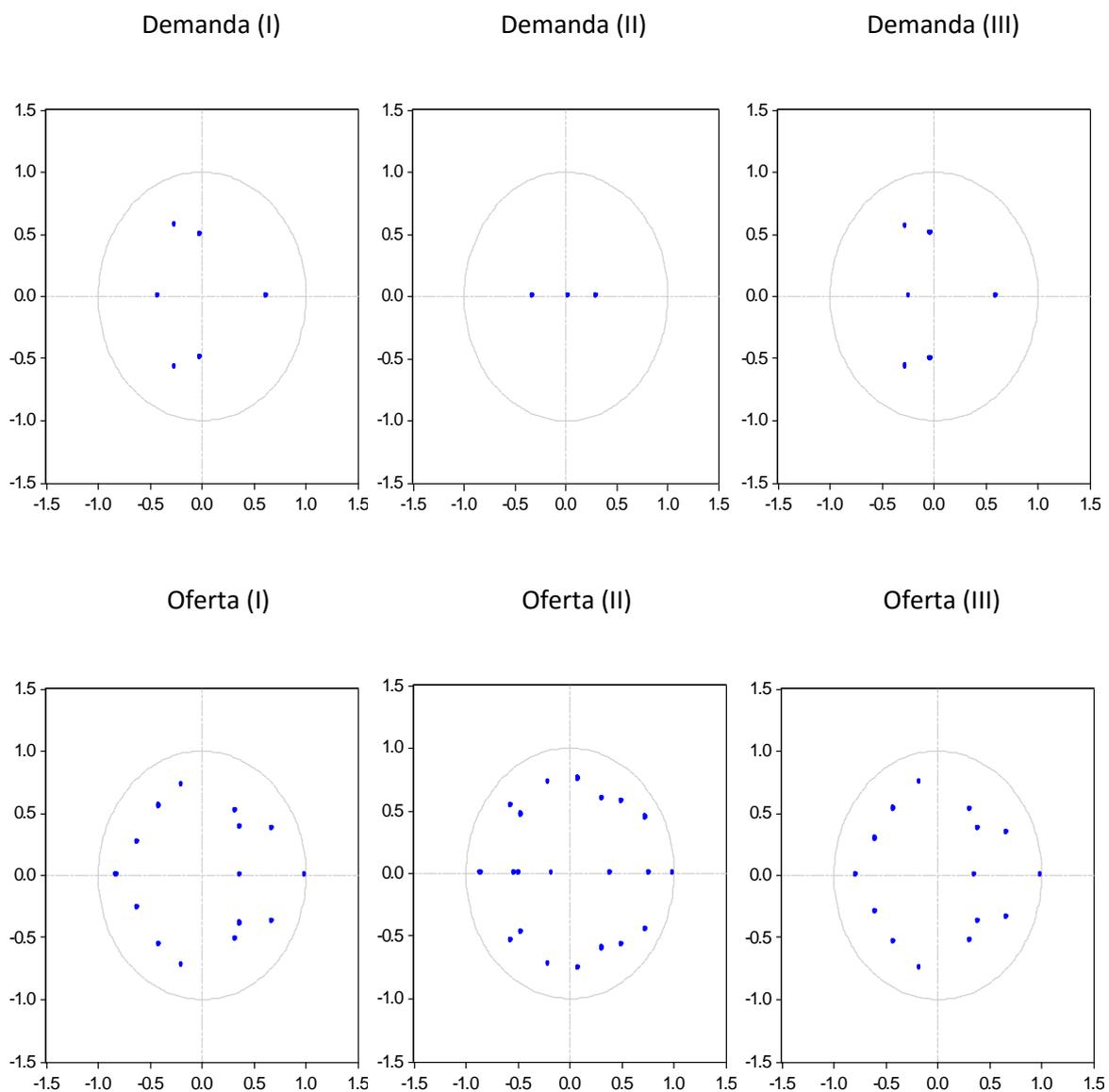
As mesmas procedências são feitas nos Modelos II e III (demandas), sugerindo também três vetores de cointegração. Destarte, os testes autovalor máximo da matriz estocástica quanto no traço da matriz estocástica rejeita a hipótese nula $H_0: r = 0, r \leq 1$ e $r \leq 2$ (Apêndice B).

Os Modelos I, II e II (oferta), com a variável Dummy, indicaram a existência de dois vetores de cointegração, ao nível de 5% de significância (Apêndice B).

Os resultados obtidos no lado da demanda com o mesmo número de cointegração em relação aos números de variáveis indicam a estimação do modelo VAR, que por sua vez busca fundamentar a trajetória das variáveis endógenas ante um choque estrutural.

É importante verificar a estabilidade dos modelos, para isso, foram utilizadas as raízes inversas características do polinômio para os três modelos de demanda e de oferta. As Figuras 3 e 4 mostram que não há uma raiz fora do círculo unitário, de modo que se trata de modelos de demanda e de oferta que satisfazem as condições de estabilidade.

Figura 3 - Raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo



Fonte: A autora, 2018.

O que realmente é importante nesse trabalho é o resultado de longo prazo para ser aplicado na análise de bem-estar, contudo, nada impede de ser usada a versão modificada do modelo VAR de Johansen & Juselius (1990) para previsão de longo prazo, conforme os resultados apresentados nas Tabelas 9, 10 e 11.

Pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros são satisfatórios com aqueles esperados pelo modelo teórico. Os coeficientes das variáveis renda ($DlnRI_i$) das Demandas (I, II e III) são todos estatisticamente significativos e positivos respectivamente. Nas variáveis preço ($DlnPC_i$) são estatisticamente significativos apenas para as Demandas (I e III) e insignificante para Demanda (II), porém negativos como esperado pela teoria econômica.

A relação entre a Demanda (II) por veículos comerciais e o preço real de carros comerciais não é comprovada estatisticamente. Contudo, a variável renda ($DlnRI_i$), é estatisticamente significativo, o que indica que existe uma certa relação entre demanda e preço. Dessa forma, os coeficientes para as variáveis de preços, mostram que mudanças nos preços reais de veículos refletem negativamente a demanda de automóveis. Esta estimativa relata que um aumento na renda e um aumento no preço, respectivamente, afetam a demanda por automóveis de forma positiva e negativa, onde o impacto na demanda desaparece ao longo do tempo.

Em relação aos coeficientes das variáveis ($DlnPC_i$) das Ofertas (I, II e III)¹⁷ são estatisticamente significativos e negativos. As variáveis *Dummy's* são significantes somente na Oferta (II). A relação direta entre a oferta de veículos e a *Dummy* pela crise de *subprime* não é comprovada estatisticamente na Oferta (I e III).

As constantes, mesmo não sendo significativa nos Modelos I, II e III, para efeito da teoria econômica, são relevantes para explorar a análise do bem-estar com base na elasticidade de longo prazo, tanto na demanda quanto na oferta.

¹⁷ Os resultados de longo prazo das Ofertas (i, ii e iii) serão apresentados na próxima sessão a partir do VEC.

Tabela 9 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 1 - Automóveis

Demanda (I): $D\ln LICauto = - D\ln PCauto + D\ln PIB$				
Variáveis	$D\ln LICauto$	$D\ln PCauto$	$D\ln PIB$	Constante
Coeficiente	1.000	0.814**	-1.244***	0.003
Desvio padrão		(0.371)	(0.167)	(0.004)
Oferta (I): $\ln PRODauto = - D\ln PCauto + DummyPROAuto$				
Variáveis	$\ln PRODauto$	$D\ln PCauto$	$DyProdAuto$	Constante
Coeficiente	1.000	1.220***	0.004	-0.004
Desvio padrão		(0.474)	(0.008)	(0.006)

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Fonte: A autora, 2018.

Conforme mostrado na Tabela 9, a elasticidade preço da Demanda (I) é -0,81 e a elasticidade renda da demanda é 1,24. Esses resultados são consistentes com relação à quantidade demandada entre os preços e a renda, indicando que, aumento de 1% no licenciamento e mantida a variável renda nacional real constante dos automóveis nacionais, induzirá redução de 0,81% nos preços de automóveis brasileiros. Pode-se observar que o valor do coeficiente licenciamento de automóvel brasileiro em relação ao preço de automóvel é inelástico no longo prazo. O coeficiente de ajustamento do valor licenciado em relação à renda nacional é igual a 1,24%, o que por sua vez indica que mantida a variável preço constante, um aumento de 10% na renda nacional deverá aumentar o valor licenciado da ordem de 12,44% no longo prazo.

Tabela 10 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 2 – Comerciais Leves

Demanda (II): $D\ln LICcome = - D\ln PCcome + D\ln PIB$				
Variáveis	$D\ln LICcome$	$D\ln PCcome$	$D\ln PIB$	Constante
Coeficiente	1.00	0.375	-1.197***	0.001
Desvio padrão		(0.393)	(0.169)	(0.004)
Oferta (II): $D\ln PRODcome = - D\ln PCauto + DummyPRODcome$				
Variáveis	$D\ln PRODcome$	$D\ln PCcome$	$DyPRODcome$	Constante
Coeficiente	1.000	1.895**	-0.022*	0.022*
Desvio padrão		(0.787)	(0.012)	(0.012)

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Fonte: A autora, 2018.

A elasticidade renda estimada da Demanda (II), conforme se pode verificar, indica que, se ocorrer um aumento de 1% no licenciamento de veículos comerciais leves, e o preço dos carros comerciais leves mantiver fixo, resultará um aumento de 1,20% na renda. Em relação à elasticidade preço, se ocorrer 1% de aumento no licenciamento e mantida a variável renda

inalterada, resultará redução de 0,37% no preço de comerciais leves, sendo que variável renda nacional teve maior influência do que o preço (Tabela 10).

Tabela 11 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo: Modelo 3 - Automóveis e Comerciais Leves

Demanda (III): $D\ln LICautocome = - D\ln PCautocome + D\ln PIB$				
Variáveis	$D\ln LICautocome$	$D\ln PCautocome$	$D\ln PIB$	Constante
Coefficiente	1.000	0.765**	-1.303***	0.002
Desvio padrão		(0.386)	(0.160)	(0.004)
Oferta (III): $\ln PRODautocome = - D\ln PCautocome + DummyPRODautocome$				
Variáveis	$\ln PRODautocome$	$D\ln PCautocome$	$DyPRODautocome$	Constante
Coefficiente	1.000	0.829*	0.003	-0.005
Desvio padrão		(0.499)	(0.008)	(0.006)

Obs.: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: A autora, 2018.

A elasticidade preço da Demanda (III) estimada indica que, se ocorrer o aumento de 1% nos licenciamentos de automóveis e comerciais leves, e a renda nacional real mantiver constante, resultará redução de 0,76% nos preços de automóveis e comerciais leves. Já em relação à elasticidade renda, observa-se que o coeficiente de ajustamento do valor licenciado em relação à renda nacional é igual a 1,30%, o que por sua vez, mantida a variável preço inalterada, se ocorrer aumento de 10% na renda nacional, deverá aumentar o valor licenciado em 13,03% no longo prazo, evidentemente a renda teve maior influência do que o preço. Pode-se observar que os valores dos coeficientes licenciamentos de automóveis e comerciais leves brasileiros em relação aos preços de automóveis e comercial leve são inelásticos no longo prazo (Tabela 11).

3.5. Modelo de Correção de Erros - Oferta

As equações das ofertas foram estimadas usando o modelo VEC, com base no teste de cointegração, para analisar quanto tempo o desequilíbrio de curto prazo duraria. Dessa forma, pode-se analisar quanto tempo vai levar o desequilíbrio de curto prazo a ser eliminado no longo prazo. A ordem do VAR supracitado deve ser quatro para Oferta (I e III) e seis para Oferta (II). O número de vetores de cointegrações correspondem a dois para as ofertas (I, II e III).

A. Estimativas dos Coeficientes de Curto Prazo

No curto prazo, os coeficientes de ajuste indicam uma alta velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo em cada variável, ou seja, caso ocorra um desequilíbrio em qualquer uma das variáveis do modelo, a correção do mesmo efetuar-se-á de forma rápida rumo ao equilíbrio de longo prazo. Na Tabela 12, os resultados da Oferta (II), no curto prazo (α), por exemplo, caso ocorra um desequilíbrio no variável preço de veículos comerciais leves (-1,26), levará aproximadamente um mês para recuperar o equilíbrio de longo prazo. Cabe ressaltar que este estudo estima as relações de longo prazo entre as variáveis relevantes para explorar a análise do bem-estar sob o regime automotivo Inovar-Auto. Portanto, a importância está nos coeficientes de longo prazo (β).

B. Estimativas dos Coeficientes de Longo Prazo

Na análise de longo prazo, pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros da equação são satisfatórios com aqueles esperados de acordo com a teoria econômica (Tabela 11). No entanto, a elasticidade da oferta em relação ao preço estimado é substancialmente diferente do que se poderia ser esperado, pois indica que os fabricantes produzem mais veículos à medida que os preços dos insumos (custos) dos veículos diminuem.

Tabela 12 - Estimativa dos coeficientes de curto e longo prazos do modelo VEC

Variáveis	Coeficientes de curto prazo (α)	Coeficientes de longo prazo (β)
Oferta (I)		
LnPRODauto	0.250	1.000
DlnPCauto	-0.651 (0.886)	1.219 (0.474)
DyProdAuto	-0.046 (0.112)	0.004 (0.008)
Oferta (II)		
DlnPRODcome	0.274	1.000
DlnPCcome	-1.256 (1.570)	1.895 (0.787)
DyPRODcome	0.108 (0.156)	-0.022 (0.013)
Oferta (III)		
LnPRODautocome	0.356	1.000
DlnPCautocome	-1.307 (0.969)	0.829 (0.499)
DyPRODautocome	-0.041 (0.112)	0.003 (0.008)

Fonte: A autora, 2018.

O modelo ajustado com a variável *Dummy* não foi significativo, por essa razão, não contribui para o comportamento da produção nacional.

A elasticidade da Oferta (I) indica que aumento de 1% na produção de automóveis brasileiros, induz uma redução de 1,22% nos preços de automóveis nacionais. Pode-se observar que o coeficiente do valor da produção de automóveis brasileiro em relação ao preço de automóveis é inelástico no longo prazo.

Observa-se que, na elasticidade da Oferta (II), o coeficiente de ajustamento do valor produção de veículos comerciais leves em relação ao preço é igual a 1,89, o que por sua vez, indica que, um aumento de 10% na produção deverá reduzir o valor dos preços em 18,9% no longo prazo, devido à economia de escala.

Já em relação à elasticidade da Oferta (III), indica que o aumento de 1% na produção de automóveis e comerciais leves nacionais, induzirá uma elevação de 0,83% nos preços desses veículos. Também pode-se observar que o coeficiente do valor da produção de automóveis e comerciais leves em relação ao preço é inelástico no longo prazo.

O resultado mostra que a produção de veículos da indústria brasileira tem uma curva de oferta de longo prazo com inclinação negativa, revelando que a existência de economias de escala prevalece na indústria. Bloomfield (1978) explicou que, desde a fase inicial da história do veículo a combustão, economias de escala na produção e no mercado têm sido significativas na formação da estrutura da indústria. A indústria automotiva no Brasil experimentou uma reestruturação do parque fabril desde meados dos anos 2000, ocasionado pela política do governo que visava melhorar a eficiência do setor em P&D. Segundo Casotti & Goldenstein (2008), os novos investimentos são em capacidade destinada a novas unidades produtora, na ampliação existente, no desenvolvimento de novos produtos e tecnologia (P&D). O MDIC anunciou reduções de IPI para veículos eficientes energeticamente com o Inovar-Auto, seja para reduzir a importação de peças ou para aumentar a produção em termos de conteúdo local. Como resultado, as fábricas foram automatizadas com mais tecnologia e os custos médios diminuíram à medida que novos carros foram produzidos. Esses fatos implicam que é altamente provável que a indústria automotiva brasileira possa reduzir os custos médios ou marginais, por exemplo, em 2013 a produção de automóveis e comerciais leves atingiram números recordes (3,5 milhões de unidade produzida), (ANFAVEA, 2018).

Uma vez que a indústria automotiva é extremamente intensiva em capital, um aumento de investimento em bens de capital leva à maior eficiência de produção. No entanto, é duvidoso se os benefícios derivados das economias de escala são totalmente realizados por um aumento de investimento. Contudo, observou-se que, como a elasticidade da oferta em relação ao preço é negativa, a tarifa dos automóveis reduziu realmente a produção doméstica, contrariamente ao caso dos retornos de escala decrescentes.

Outro argumento válido para a curva de oferta decrescente pode ser encontrado a partir da redução gradual das tarifas sobre as importações de veículos montados e peças de veículos automotores, ou seja, preços mais baixos das peças de veículos para carros energeticamente eficientes adotados pelo Inovar-Auto, por sua vez, facilitam a produção de automóveis com custos mais baixos, o que contribui para moldar a curva de oferta de longo prazo inclinada para baixo. Este efeito pode ser mais claramente explorado uma vez que a proteção em setores relacionados, através de medidas tarifárias e não tarifárias, é considerada como um todo.

A abolição dos requisitos de conteúdo local contribui também para reduzir o preço das peças de automóveis, porém, essa medida não foi adotada no Programa, pelo contrário, foi um dos critérios do regime automotivo. Segundo Sindipeças (2018), as vendas para as montadoras representaram em média 64,6% do mercado de peças e tem um déficit acumulado na balança comercial de US\$ 74,8 bilhões no período Inovar-Auto. É notório que os produtores utilizaram a redução do IPI para produção de veículos mais eficientes energeticamente com peças importadas, a um custo menor, do que os nacionais, visto que algumas peças necessitam de P&D e investimentos para produção interna. Assim, o requisito de conteúdo local não foi um fator preponderante para a produção de veículos, tornando-o contraditório para redução de custos e eficiência da indústria automotiva brasileira.

3.6. Causalidade de Granger

O teste de Causalidade Granger verificasse se uma variável é capaz de prever outra e em que condições, ou seja, é saber se o escalar de y ajuda a prever o escalar de z . Neste caso, se isso ocorrer, diz-se que y não Granger-causa z . Os resultados de causalidade da demanda e da oferta são apresentados nas Tabelas 13 e 14, respectivamente.

Tabela 13 - Teste de Causalidade Granger na demanda

Hipótese Nula:	F-Statistic	Prob.
<i>Demanda (i)</i>		
DlnPCauto não Granger-Causa DlnLICauto	0.90176	0.3434
DlnLICauto não Granger-Causa DlnPCauto	0.00699	0.9334
DlnPIB não Granger-Causa DlnLICauto	0.80215	0.3715
DlnLICauto não Granger-Causa DlnPIB	5.65893	0.0183**
DlnPIB não Granger-Causa DlnPCauto	0.25242	0.6159
DlnPCauto não Granger-Causa DlnPIB	3.77355	0.0534*
<i>Demanda (ii)</i>		
DlnPCcome não Granger-Causa DlnLICcome	3.04814	0.0823*
DlnLICcome não Granger-Causa DlnPCcome	5.35556	0.0216**
DlnPIB não Granger-Causa DlnLICcome	0.00070	0.9790
DlnLICcome não Granger-Causa DlnPIB	5.65760	0.0183**
DlnPIB não Granger-Causa DlnPCcome	0.17112	0.6795
DlnPCcome não Granger-Causa DlnPIB	1.77568	0.1841
<i>Demanda (iii)</i>		
DlnPCautocome não Granger-Causa DlnLICautocome	0.77861	0.3786
DlnLICautocome não Granger-Causa DlnPCautocome	1.43171	0.2328
DlnPIB não Granger-Causa DlnLICautocome	0.77837	0.3786
DlnLICautocome não Granger-Causa DlnPIB	5.91535	0.0158**
DlnPIB não Granger-Causa DlnPCautocome	0.40918	0.5231
DlnPCautocome não Granger-Causa DlnPIB	2.63683	0.1059

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Fonte: A autora, 2018.

Na Demanda (I), pode ser observado na tabela 13, rejeita-se a hipótese de que o preço de automóveis não causa ao licenciamento de automóveis e vice-versa, ou seja, dando um choque no preço causa impacto no licenciamento. Considerando o PIB e o licenciamento de automóveis, rejeita-se a hipótese de que o PIB não causa (no sentido de Granger) sobre licenciamento de automóveis, ao passo que se pode aceitar a hipótese de que o licenciamento de automóveis não causa o PIB, ao nível de significância de 5%. Em relação ao PIB e ao preço de automóveis, rejeita-se a hipótese de que o PIB não causa ao preço de automóveis e se pode rejeitar a hipótese de que o preço de automóveis causa o PIB.

Os parâmetros obtidos na Demanda (II), aceitam a hipótese de que o preço de comerciais leves não causa ao licenciamento de comerciais leves, ao nível de 10% de significância, ao passo que se pode rejeitar a hipótese de que o licenciamento causa o preço de automóveis, a 5% de significância. Considerando o PIB e o licenciamento de comerciais leves, rejeita-se a hipótese de que o PIB não causa ao licenciamento de comerciais leves, ao passo que aceita a hipótese de que o licenciamento não causa o PIB, ou seja, dando um choque no PIB causa

impacto no licenciamento de comerciais leves. Em contrapartida, rejeita-se a hipótese de que os preços de comerciais leves não causam (no sentido de Granger) o PIB e vice-versa. Assim, dando um choque no preço de comerciais leves, o que causa efeito no PIB.

Em relação à Demanda (III), rejeita-se a hipótese de que o PIB não causa (no sentido de Granger) os licenciamentos de automóvel e comerciais leves, ao passo que se pode rejeitar a hipótese de que os licenciamentos de automóvel e comerciais leves causa o PIB. Dessa forma, dando um choque no PIB causa impacto nos licenciamentos. Em contrapartida, rejeita-se a hipótese de que os preços de automóveis e comerciais leves não causam (no sentido de Granger) os licenciamentos de automóvel e comerciais leves e vice-versa, ou seja, dando um choque nos preços causa impacto no licenciamento. São similares os resultados dos coeficientes preços de automóveis e comerciais leves em relação ao PIB, rejeita-se a hipótese que o PIB não causa (no sentido de Granger) os preços de automóveis e comerciais leves, e vice-versa.

Em relação aos preços de veículos e a produção, tanto na Oferta (I) quanto na Oferta (III), rejeita-se a hipótese que os preços dos carros não causam (no sentido de Granger) a produção e bem como, a produção não causa efeito nos preços dos veículos. Assim dando um choque no preço do automóvel e nos preços em conjunto (automóveis e comerciais leves) causam efeito na produção de veículos.

Tabela 14 - Teste de Causalidade Granger na oferta

Hipótese Nula:	F-Statistic Prob.	
<i>Oferta (i)</i>		
DlnPCauto não Granger-Causa DlnPRODauto	0.51102	0.7277
DlnPRODauto não Granger-Causa DlnPCauto	1.51640	0.1987
Dyauto não Granger-Causa DlnPRODauto	21.1345	1.E-14***
DlnPRODauto não Granger-Causa Dyauto	0.06188	0.9929
Dyauto não Granger-Causa DlnPCauto	0.37064	0.8294
DlnPCauto não Granger-Causa Dyauto	1.12030	0.3480
<i>Oferta (ii)</i>		
DlnPCcome não Granger-Causa DlnPRODcome	0.45025	0.8442
DlnPRODcome não Granger-Causa DlnPCcome	1.56818	0.1583
Dycome não Granger-Causa DlnPRODcome	0.41475	0.8687
DlnPRODcome não Granger-Causa Dycome	0.24501	0.9608
Dycome não Granger-Causa DlnPCcome	1.39852	0.2170
DlnPCcome não Granger-Causa Dycome	3.82231	0.0013***
<i>Oferta (iii)</i>		
DlnPCautocome não Granger-Causa DlnPRODautocome	1.24456	0.2933
DlnPRODautocome não Granger-Causa DlnPCautocome	1.91012	0.1101
Dyautocome não Granger-Causa DlnPRODautocome	19.1839	2.E-13***
DlnPRODautocome não Granger-Causa Dyautocome	0.07538	0.9896
Dyautocome não Granger-Causa DlnPCautocome	0.33102	0.8569
DlnPCautocome não Granger-Causa Dyautocome	1.46430	0.2144

Obs.: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: A autora, 2018.

Já na Oferta (II), o preço de comerciais leves em relação à produção de veículos comerciais leves, rejeita-se a hipótese de que a produção não causa (no sentido de Granger) o preço dos veículos comerciais leves e vice-versa, ou seja, o preço do comercial leve afeta a produção de veículos.

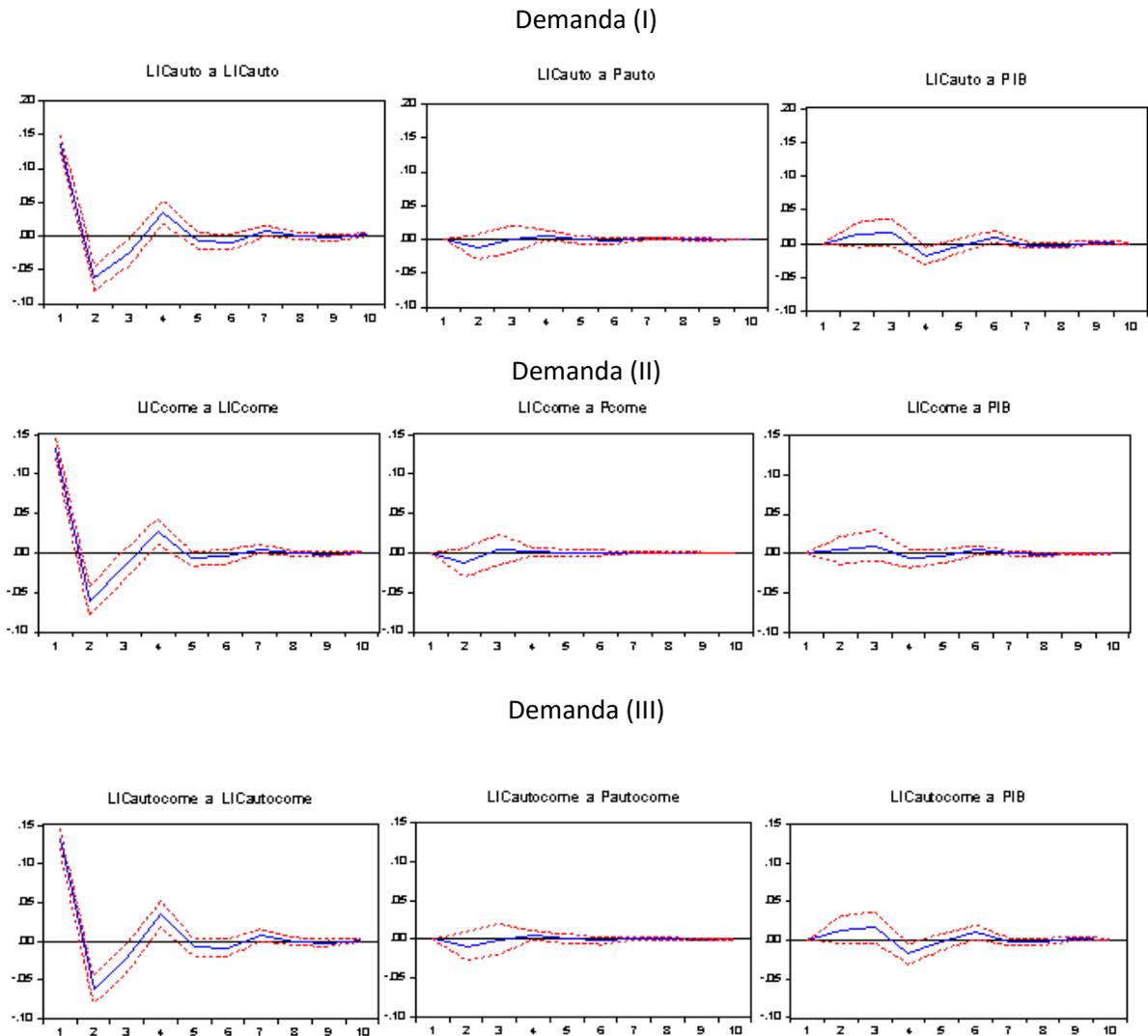
Cabe ressaltar que ao não rejeitar a hipótese nula pode ocorrer a não percepção da dinâmica do modelo, em que uma variável, apesar de não causar diretamente outra, pode causá-la indiretamente, por exemplo, y_{2t} causa y_{3t} , que por sua vez, causa y_{1t} . Isso pode estar ocorrendo em relação aos preços de veículos a outras variáveis da demanda e oferta. Sabe-se que existem outros fatores atrelados aos preços que podem influenciar nos licenciamentos, por exemplo, crédito e taxa de juros para concessão de um automóvel, e na produção de veículos, por exemplo, a demanda externa (exportação), mas essas variáveis não serão abordadas nesse trabalho.

3.7. Análise da Função de Impulso-Resposta

Concluída a etapa do modelo VAR, analisam-se as funções de impulso-resposta obtidas, a fim de verificar os choques da demanda e oferta de veículos no período do programa Inovar-Auto.

A Figura 4 mostra as funções respostas aos impulsos entre 2 desvios-padrão das quantidades dos licenciamentos de veículos a choques, nos preços dos carros e na renda. Portanto, o primeiro resultado que se pode observar, Demanda (I, II e III), é que um choque nos preços resulta nos dois primeiros meses um efeito negativo sobre o licenciamento, voltando a ser positivo no terceiro mês, o que persiste constante até o décimo passo, porém o intervalo de confiança entre o eixo zero torna as variações inconclusivas. Já o choque no PIB, resulta um impacto positivo até os três primeiros meses e com efeitos negativos entre o quarto e quinto mês, voltando a ser positivo a partir do sexto mês e persistente até o décimo passo sobre a quantidade de licenciamento nacional, sendo conclusivo no intervalo de confiança da Demanda I e III, e inconclusiva na Demanda II.

Figura 4 - Funções de resposta a impulsos da demanda

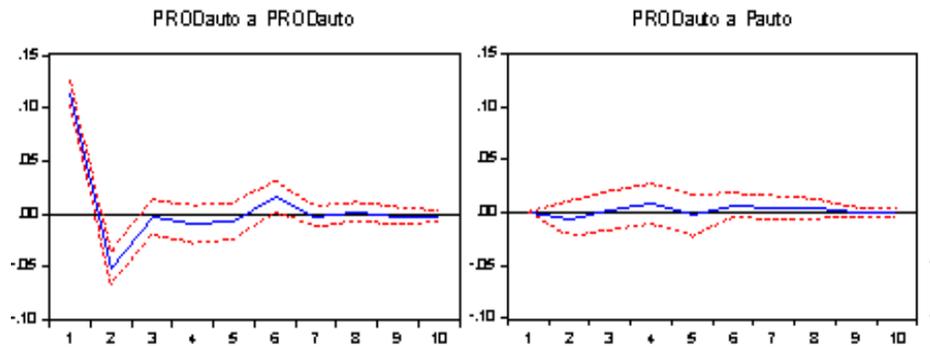


Fonte: A autora, 2018.

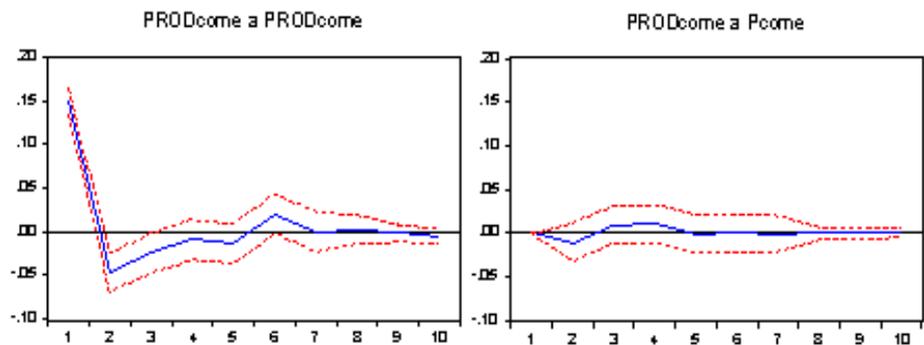
A Figura 5 mostra as respostas da quantidade dos veículos produzidos internamente a choque nos preços dos carros. O primeiro resultado que se pode observar, Oferta (I, II e III), é que um choque nos preços resultam nos dois primeiros meses um efeito negativo sobre o licenciamento, voltando a ser positivo no terceiro mês, porém, no quinto mês, há um leve declínio, recuperado no mês seguinte, positivamente. A partir do sexto mês permaneceu estacionária, porém o intervalo de confiança entre o eixo zero torna as variações inconclusivas.

Figura 5 - Funções de resposta a impulsos da oferta:

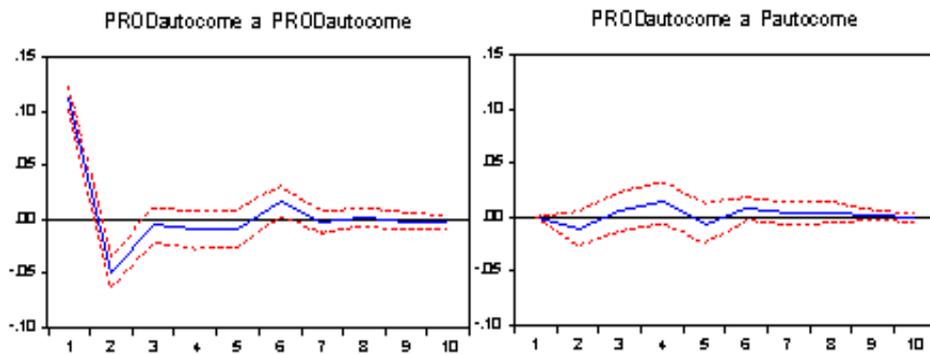
Oferta (I)



Oferta (II)



Oferta (III)



Fonte: A autora, 2018.

Já o choque na produção, em relação a ele mesmo, na Oferta (I, II e III), resulta um impacto negativo no segundo mês até o quinto mês, sendo conclusivo no intervalo de confiança até o terceiro passo e inconclusivo do quarto ao quinto passo. A partir do sexto mês, torna-se positivo com declínio no sétimo mês, porém, estacionária até o décimo mês.

Após a análise de longo prazo nas demandas e nas ofertas, e estimadas as elasticidades preços e renda, são apresentados no capítulo 5 os resultados do bem-estar da economia em relação ao Programa Inovar-Auto.

4. BEM-ESTAR DO CONSUMIDOR, DO PRODUTOR E O EFEITO LÍQUIDO NA ECONOMIA

A curva de oferta tem uma inclinação negativa, em relação à economia de escala, ou seja, os custos médios da indústria automotiva brasileira são menores quando a produção aumenta, em termos de tecnologia com maior produção de veículos ou quando os preços de insumos e autopeças reduzem. Porém, para ter um equilíbrio estável como supracitado (subtítulo 2.5), um aumento no preço deve reduzir o excesso de demanda e *vice-versa*.

Um dos motivos que contribuiu para o aumento dos preços de automóveis e dos preços de comerciais leves nacionais ao longo do período Inovar-Auto foram as tarifas, que por sua vez reduziu a produção doméstica, e conseqüentemente reduziu o excedente negativo do produtor (“ganho” de peso morto através do excedente do consumidor com elevadas tarifas). Além disso, os preços, demasiadamente elevados, impactaram negativamente à indústria nacional, reduziu a demanda e o excedente dos consumidores, respectivamente.

Os resultados mostram as modificações de preços, quantidades demandadas e quantidades ofertadas na Indústria automotiva do Brasil, como também, os resultados dos preços em relação às tarifas (P_A e P_W). As mudanças trazidas no excedente do consumidor por tarifas são calculadas usando a integração da curva de demanda inversa para os preços de cada ano t e as informações obtidas na estimação de longo prazo e nos dados coletados. Os resultados obtidos com base na cointegração e VEC:

1) Demanda (I):

$$-0.003 \times \int_{P_W}^{P_A} P_t^{-0,814} \times (RI_t)^{1,244} dP$$

2) Demanda (II):

$$-0.001 \times \int_{P_W}^{P_A} P_t^{-0,375} \times (RI_t)^{1,197} dP$$

3) Demanda (III):

$$-0.002 \times \int_{P_W}^{P_A} P_t^{-0,765} \times (RI_t)^{1,303} dP$$

Onde:

P_A = preços de veículos OKm nacionais;

P_w = preços de veículos *OKm* internacionais;

P_t = índice de preços nacionais por categorias no ano t ;

RI_t = renda nacional real no ano t .

As mudanças nos preços dos veículos brasileiros não influenciam os termos de troca mundial, por ser considerado um país “pequeno aberto”.

A elasticidade da oferta em relação ao preço é considerada negativa, ou seja, a curva de oferta tem uma inclinação negativa. Na indústria automobilística brasileira, há existência de economias de escala. O excedente do produtor, em cada ano t , é calculado usando a integração da curva de oferta inversa para os preços de cada ano t , conforme os parâmetros obtidos no modelo VEC:

1) Oferta (i):

$$0.004 \times \int_{P_w}^{P_A} P_t^{-1,220} \times (Dy_t)^{-0,004} dP$$

2) Oferta (ii):

$$-0,022 \times \int_{P_w}^{P_A} P_t^{-1,895} \times (Dy_t)^{0,022} dP$$

3) Oferta (iii):

$$0.005 \times \int_{P_w}^{P_A} P_t^{-0,829} \times (Dy_t)^{-0,003} dP$$

Onde:

Dy_t = *Dummy* de quebra estrutural (crise *subprime*) no ano t .

Os resultados do excedente do consumidor, excedente do produtor, a receita do governo e o resultado líquido do bem-estar dos Modelos I e III são demonstrados nas Tabelas 15 e 16. Já o Modelo II, encontra-se no Apêndice C, para o efeito da análise do bem-estar não foi significativo, devido os dados não serem confiáveis para o presente estudo, em razão dos parâmetros também não foram estatisticamente significativos.

A Tabela 15, Modelo I, mostra que o total de perda de peso morto líquido para os cinco anos (2013-2017) foi calculado em R\$ 25 bilhões, que é em média R\$ 5 bilhões a cada ano. Esse valor é considerado pequeno, por exemplo, Hufbauer e Elliott (1944) consideraram este montante de peso morto líquido pequeno, em grande parte devido ao ganho de peso morto (ou

perda de peso morto negativo) acumulados aos produtores por tarifas, ou seja, se a indústria não tem economias de escala, as duas perdas de peso morto devem ser adicionadas, e a perda total do peso morto seria maior. Como as tarifas têm sido relativamente altas ao longo dos anos Inovar-Auto, o efeito líquido, desta política de proteção, atingiu perdas de R\$ 8,3 bilhões em 2017. Enquanto as tarifas contribuíram para a indústria a beneficiar de economias de escala com isenções de tarifas para veículos energeticamente eficientes, eles adversamente afetaram os consumidores.

O excedente do consumidor, no Modelo I, reduziu em um total de R\$ 53,4 bilhões sob o Programa, que é, em média, cerca de R\$ 10,6 bilhões por ano. Portanto, se nós considerarmos apenas o excedente do consumidor, esta é uma distorção significativa para a categoria de automóveis. Embora o déficit no excedente do consumidor tenha reduzido em R\$ 3,4 bilhões nos anos de 2015 e 2016, se comparado com o ano de 2013, o excedente do produtor também reduziu, devido ao aumento gradual do IPI a cada ano do Inovar-Auto, por exemplo, para carros eficientes energeticamente com potência de motor 1.0 teria tarifa de 7% do IPI no ano de 2015. Assim, mesmo sob os requisitos do Programa, promulgava aumentos de IPI nos últimos anos e consequentemente reduzia a demanda nesse período, além da crise econômica deflagrada a partir do início do ano 2015.

Tabela 15 - Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$): Modelo 1

Ano	Excedente do Consumidor	Excedente do Produtor	Receita Tarifária (35%)	Efeito Líquido
2013	-11.374	53	7.434	-3.887
2014	-14.364	56	7.238	-7.070
2015	-7.960	27	6.917	-1.016
2016	-8.007	25	3.245	-4.737
2017	-11.699	40	3.369	-8.290
Total	-53.404	201	28.202	-25.000

Fonte: A autora, 2018.

A perda total de bem-estar do consumidor devido às tarifas, Modelo I, sob o Regime, foi medida em R\$ 53,4 bilhões. A perda dos consumidores ao reduzir o consumo de automóveis devido a preços mais elevados representa R\$ 11,7 bilhão em 2017. Em 2017, como o número de registros de automóveis novos no Brasil atingiu 1,8 milhões de unidades, cada consumidor que comprou um carro pagou cerca de R\$ 6.303,05 (\approx R\$ 11,7 bilhões / 1,8 milhões) a mais do que sem as tarifas. A perda completa do excedente dos consumidores da economia, reduzindo o consumo de automóveis, atingiu R\$ 16,6 bilhões. Esta perda total de R\$ 11,7 bilhão (dos

consumidores) em 2017 é equivalente a 26% da participação total de empregados em relação ao seu salário médio (\approx R\$ 3,0 bilhões / 11,7 bilhões)¹⁸.

A perda que o consumidor experimentou é parcialmente compensada pelo aumento no superávit do produtor, que foi em média cerca de R\$ 40 milhões por ano. Tendo em conta que a perda líquida de bem-estar por proteção é de cerca de R\$ 5 bilhões por ano, deve-se ressaltar que a política de proteção para a indústria automobilística brasileira provocou problemas mais sérios em termos de redistribuição de riqueza do que na perda de eficiência líquida (Tabela 15).

Um dos argumentos mais utilizados para defender a política de proteção é que as tarifas podem aumentar o emprego doméstico. Observa-se que o número de trabalhadores da indústria de automóvel no Brasil tem diminuído, desde a vigência do Regime houve uma perda de empregabilidade, entre 2013 e 2017, de 5% da participação total dos empregos. No entanto, a fim de tornar o argumento válido, que esta diminuição do emprego poderia ter sido maior se tivesse removido ou reduzido à proteção tarifária, a curva de oferta da indústria deveria ser positivamente inclinada. Se a indústria tem economias de escala, como encontrado nesta dissertação, um aumento nas tarifas aumentaria os preços domésticos, que por sua vez deveria aumentar o emprego.

A análise comparativa do setor de autopeças em prol do conteúdo local para fabricação de automóveis indicou que os números totais de funcionários diminuíram em 6% da participação total dos empregos no período de 2013 a 2017. As tarifas dos veículos, componentes e peças de reposição também aumentaram: 15% em média antes do Inovar-Auto (2012) para 45 % em média sob o Regime (2013). Ou seja, veículos ou peças que não atendiam aos requisitos do Inovar-Auto eram taxados em média de 45% do IPI. Portanto, o número total de funcionários sob Programa não foi significativamente compensado por aumentos tarifários. Por conseguinte, a redução do emprego na indústria de automóvel deve ser considerada como resultado dos aumentos da produtividade (ociosidade) ou substituição do capital-trabalho (houve um aumento acumulado de ociosidade da capacidade produtiva nesta indústria em 2016 em aproximadamente 50%), em vez do aumento de tarifas para elevar e/ou manter o emprego (ANFAVEA, 2018).

A receita tarifária do governo é o produto do número total de automóvel importado e a tarifa em cada automóvel (35%). Supondo a tarifa máxima na tarifa de importação permitida pela OMC em 35%, a receita tarifária aumentou em um total de R\$ 28,2 bilhões para o mesmo

¹⁸ Em 2017, o número total de empregados nesse setor foi de aproximadamente 1,3 milhões de pessoas (Anfavea,2018) com salário médio de aproximadamente R\$ 2.368,61 (RAIS, 2018).

período, que é, em média, cerca de R\$ 5,6 bilhões por ano (Tabela 15). As áreas da Figura 1 são exemplificadas na Tabela 16 para o ano 2017.

Tabela 16 - Áreas relacionadas aos excedentes do consumidor e do produtor, receita do governo e peso morto: exemplo ano 2017.

Excedente do Consumidor	Área	Excedente do Produtor	Área	Receita Tarifária (35%)	Área	Efeito Líquido	Área
-11.699	<i>PAbcPW</i>	40	<i>PAgePW</i>	3.369	<i>gbdf</i>	-8.290	$-(bcd) + (gef)$

Fonte: A autora, 2018.

Já em relação ao Modelo III, a Tabela 17, mostra que o total de perda de peso morto líquido para os cinco anos (2013-2017) foi calculado em R\$ 16 bilhões, que é em média R\$ 3,2 bilhões a cada ano para automóveis e comerciais leves. A perda líquida total do Modelo III é menor quando agregam as duas categorias de carros, representando 64% da perda líquida de automóveis. Como as tarifas foram relativamente maiores para os veículos comerciais leves ao longo dos anos Inovar-Auto, devido à menor eficiência energética, o efeito líquido agregado de automóveis e comerciais leves desta política de proteção aumentou, atingindo R\$ 8,9 bilhões em 2017.

Tabela 17 - Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$): Modelo 3

Ano	Excedente do Consumidor	Excedente do Produtor	Receita Tarifária (35%)	Efeito Líquido
2013	-14.546	185	10.108	-4.253
2014	-17.321	190	10.087	-7.043
2015	-4.390	38	9.641	5.289
2016	-8.105	72	4.991	-1.036
2017	-14.814	137	5.753	-8.925
Total	-59.176	622	40.580	-15.969

Fonte: A autora, 2018.

O excedente do consumidor no modelo agregado, Modelo III, também reduziu em um total de R\$ 59,2 bilhões para o mesmo período, que é, em média, cerca de R\$ 11,8 bilhões por ano. Essa perda do consumidor para veículos comerciais leves e automóveis foi maior, em aproximadamente R\$ 5,8 bilhões. Assim sendo, a perda total de bem-estar do consumidor devido às tarifas no Inovar-Auto, representa uma distorção significativa para a essa categoria de veículos.

No Modelo III, a perda dos consumidores representa R\$ 14,8 bilhões em 2017. Em 2017, o número de registros de automóveis e comerciais leves novos no Brasil atingiu 2,2 milhões de unidades, cada consumidor que comprou um carro pagou cerca de R\$ 6.808,13 (\approx R\$ 14,8 bilhões / 2,2 milhões) a mais do que sem as tarifas, ou seja, esse consumidor pagou R\$ 505,08 a mais no Modelo III (automóveis e comerciais leves) do que no Modelo I (automóveis). Essa elevação de preço se justifica pela maior taxaço do IPI para veículos com baixa eficiência energética na produção. Os veículos comerciais leves contemplam a categoria de deslocamento do motor acima de 2L, por exemplo, Pick-ups modelos S10/Chevrolet, Ranger/Ford, Amarok/Volkswagen, etc. A perda completa do excedente dos consumidores no Modelo III, foi moderadamente maior em termos de perda do bem-estar, reduzindo o consumo de automóveis e comerciais leves, em cerca de R\$ 17,8 bilhões. Porém, se compararmos em relação aos empregos gerados no Modelo Agregado, esta perda foi menor, em um total de R\$ 14,8 bilhões (dos consumidores) em 2017, é equivalente a 20% da participação total de empregados em relação ao seu salário médio (\approx R\$ 3,0 bilhões / 14,8 bilhões), ou seja, 6% a menos da participação total de empregados em relação ao seu salário médio na categoria de automóveis. Assim, a categoria de automóveis teve maior impacto no bem-estar da economia do que no Modelo Agregado (Tabela 17).

No excedente do produtor, no Modelo III, houve um superávit significativo, em média de R\$ 124 milhões por ano. Houve um acréscimo de R\$ 84 milhões no Modelo III em relação ao Modelo I. Esse resultado era previsto, pois os fabricantes obtiveram maiores ganhos com os preços de comerciais leves elevados pagos pelos consumidores em detrimentos de suas tarifas mais altas. De tal modo, a perda de bem-estar na economia foi maior para os consumidores no Modelo III, se comparado com os ganhos dos produtores, e menor na perda de eficiência líquida no mercado doméstico, colocando em evidência o desequilíbrio na redistribuição de riqueza. Tendo em conta que a perda líquida de bem-estar por proteção é em média de cerca de R\$ 3,2 bilhões por ano (Tabela 17).

No Modelo Agregado, a receita tarifária do governo é o produto do número total de automóveis e comerciais leves importados e a tarifa em cada veículo (35%). Assim, a receita tarifária do governo aumentou em um total de R\$ 40,6 bilhões para o mesmo período, que é em média R\$ 8,1 bilhões por ano. A arrecadação foi maior no Modelo III, R\$ 12,4 bilhões a mais, se comparado com o Modelo I.

De fato, como mostrado no Modelo I e III, a política do governo brasileiro que, gradualmente, elevou as tarifas em automóveis e comerciais leves aumentaram a discrepância entre o preço internacional e o preço nacional. Concomitantemente, este aumento de preço

doméstico pode ser uma das causas para a redução do emprego na indústria automobilística (Inovar-Auto), como a indústria revela à economia de escala. Neste caso, o mais eficiente e competitivo ponto da produção para a indústria automotiva brasileira não é alcançado através da proteção de políticas, mas pela expansão da produção com a redução do seu custo marginal, mesmo inferior ao preço internacional.

CONCLUSÃO

O objetivo desta dissertação foi avaliar o bem-estar incorrido pela imposição tarifária na indústria automotiva sobre o programa Inovar-Auto, introduzida pelo governo federal, nos anos 2013 a 2017, e seus impactos. Foram estimadas as elasticidades da oferta e da demanda de automóveis, de comerciais leves e do agregado (automóveis e comerciais leves) no mercado brasileiro e determinado o *welfare* da política automotiva Inovar-Auto.

As análises realizadas mostraram que as medidas do regime automotivo, representaram grande influência na decisão de investimentos, bem como nas decisões de investimentos em instalação novas ou na modernização na indústria automobilística brasileira.

Referente à hipótese que existem perdas de eficiência em economia de escala, verificou-se que nas medidas adotadas pelo Inovar-Auto não foram evidenciadas melhoras nas exportações e nos índices de emprego, visto que a produção diminuiu ao longo do programa, consequentemente pode gerar reduções no emprego. Além disso, a indústria automobilística detém altas tecnologias robóticas na linha de produção, a modernização do parque fabril durante o Programa, pode ser uma das causas plausível para redução da mão de obra. É evidente a necessidade de medidas complementares para que a indústria automobilística brasileira possa alterar o nível de exportação atual e buscar formas mais eficientes para impulsionar a fabricação de peças domésticas com P&D e inovação tecnológica.

A principal conclusão desta dissertação após a confrontação das hipóteses é de que o programa Inovar-Auto obteve efeitos negativos e graves na distribuição de renda. Os efeitos da política de proteção do Inovar-Auto na indústria automobilística do Brasil resultaram em algumas conclusões interessantes no bem-estar da economia. A curva de oferta sob o Programa foi encontrada negativamente inclinada, que indicava que há existência de economias de escala na indústria. A economias de escala, fornece duas implicações políticas importantes, ou seja, os efeitos da política comercial e os efeitos sobre o bem-estar.

Os efeitos da política comercial obtiveram relevância na primícia do programa Inovar-Auto sobre o elevado índice de importações na indústria automobilística. As medidas adotadas pelo programa, o aumento do IPI para veículos com baixa eficiência energética e sem conteúdo local (peças nacionais) na cadeia produtiva, se mostraram eficientes em reduzir as importações, criando reduções desde a sua vigência. Porém, o impacto no excedente do consumidor foi bastante significativo em termos de perda de bem-estar líquido.

Os efeitos do bem-estar das tarifas, foram mensurados através de três partes: excedente do consumidor, excedente do produtor e receita tarifária do governo, obtendo, por fim, o

resultado líquido do bem-estar. Foi relatado que a perda líquida do bem-estar da economia era pequena, se comparada com as perdas dos consumidores para os automóveis (Modelo I) e para o agregado (Modelo III), automóveis e comerciais leves. Isso pode ser esperado, uma vez que a indústria demonstra economias de escala, o maior preço interno devido à proteção reduz o excedente negativo dos produtores, o que, por sua vez, compensa parte da redução no superávit do consumidor.

Os efeitos negativos sobre os consumidores foram bastante amplos. Em 2017, a perda do excedente do consumidor era equivalente a 26% na categoria automóveis e 20% na categoria agregada do salário médio dos trabalhadores empregados na indústria de veículos no Brasil. Além disso, não há evidências para apoiar a teoria convencional de que o aumento gradual de tarifas no Brasil contribuiu para elevar os empregos na indústria, pelo menos nos últimos 5 anos, tiveram uma redução. À medida que a indústria apresentava economias de escala, o emprego diminuiu quando o preço interno elevou devido ao protecionismo. Em resumo, para a economia brasileira, a perda de eficiência devido à proteção tarifária foi relativamente “pequena”. No entanto, o efeito de distribuição de renda foi muito mais grave.

As bibliografias sobre o regime Inovar-Auto ainda são raras. A principal contribuição deste trabalho é que não existem trabalhos nacionais abordando o bem-estar da economia sob o programa Inovar-Auto, sendo inédito na bibliografia brasileira. Além disso, visa oferecer uma análise de bem-estar econômico em políticas adotadas na indústria automobilística – Regime Automotivo Inovar-Auto - com viés protecionista que já foram adotadas em anos anteriores e ainda são vistas como propulsor de crescimento econômico para o Brasil, demonstrando resultados negativos no bem-estar da economia brasileira. Expõem para indústria automotiva, para as entidades da iniciativa privada, para entidades acadêmicas e ministério do governo que pode – e deve – existir uma aproximação dos pesquisadores com a indústria.

Dentre as principais limitações desta dissertação, cabe destaque às restrições e disponibilidades de dados dos preços e as informações das amostras por categoria de veículos da indústria automobilística. Alguns dos dados são fornecidos por entidades privadas e muitos deles são pagos ou não possui informações desagregadas.

Como sugestões de pesquisas futuras, está a realização de trabalhos que confirmem os impactos em outras categorias de veículos - ônibus e caminhões. Esse trabalho não se exaure aqui, a avaliação do bem-estar na categoria de comerciais leves com dados confiáveis para análise pode ser atendida futuramente e a nova pesquisa sobre o novo programa ROTA 2030.

REFERÊNCIAS

- ABDI, Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial. **Plano Brasil Maior 2011/2014 - Apresentação**. Disponível em < <http://www.abdi.com.br/paginas/pdp.aspx> > Acesso em: 13 jun. 2018.
- ANFAVEA, **Anuário da Indústria Automobilística Brasileira, 2018**. Ed. Ponto & Letra. SP. São Paulo, 2018.
- BERRY, STEVE, JAMES LEVINSOHN e ARIEL PAKES. Differentiated Products Demand Systems from a Combination of Micro and Macro Data: The New Car Market. **Journal of Political Economy**, (Forthcoming), 2005.
- BLOOMFIELD, Gerald Taylor. **The world automotive industry**. David & Charles Publishers, 1978.
- CASOTTI, Bruna Pretti e GOLDENSTEIN, Marcelo. Panorama do Setor Automotivo: As mudanças estruturais da indústria e as perspectivas para o Brasil. **BNDES Setorial**, p.147-187, Rio de Janeiro, setembro 2008.
- CHAND, S. **Trade liberalization and productivity growth: Time-series evidence from Australian manufacturing**. *Economic Record*, v.75, p. 28–36, 1999.
- CORDON, W. M. **The road to reform: Essays on Australian economic policy**. Australia: Addison-Wesley, 1997.
- DE NEGRI, João Alberto. Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil. **RC-IPEA, 1998**. Disponível em < <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2403> > Acesso em: 02 abr. 2018.
- DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive Time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p.1057-1072, 1981.
- DIXON, P. Economies of scale, commodity disaggregation and the costs of protection. **Australian Economic Papers**, v.17, p. 63–80, 1978.
- ENGLE, R. F. e GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FRANCOIS, Joseph F. e REINERT, Kenneth A. (Ed.). **Applied methods for trade policy analysis: a handbook**. Cambridge: University Press, 1997.
- FENABRAVE. **Fenabrave, veículos mais vendidos em 2017 e 2018**. Disponível em < http://www.fenabrave.org.br/rel_mais_vendidos.asp > Acesso em: 20 dez. 2018.
- GOTO, J. **Imperfect competition and the Japan–US automotive trade**. In M. Dagenais & P. A. Muet (Eds.), *International trade modelling* (Cap. 6, p. 107–128). London: Chapman & Hall, 1992.

HASTREITER, Michele Alessandra e WINTER, Luís Alexandre Carta. O Acordo Trims e o Programa “Inovar Auto”: medidas de investimentos no setor automotivo proibidas pela OMC. **Revista Jurídica**, v. 4, n. 37, p. 444-479, 2014.

HUFBAUER, G. C. e ELLIOTT, K. A. **Measuring the costs of protection in the United States**. Washington, DC: Institute for International Economics, 1994.

HUSE, C. e SALVO, A. **Estimação e Identificação de Demanda e de Oferta - Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e a Regulação Econômica**. Brasília. SDE–IPEA–ANPEC, 2006.

JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

LÜTKEPOHL, Helmut e KRÄTZIG, markus. **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge, 2004.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. Cambridge, MA: MIT Press. MCTIC, 1992.

MCTIC. Ministério da Ciência, Tecnologia, Inovações e Comunicações. **Lei do Bem**. Disponível em

<http://www.mctic.gov.br/mctic/opencms/perguntas_frequentes/Lei_do_Bem.html> Acesso em: 02 jul. 2018.

MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Inovar Auto – Sistema de Acompanhamento Inovar Auto**. Disponível em

<http://inovarauto.mdic.gov.br/InovarAuto/public/inovar.jspx?_adf.ctrl-state=wa865u5rh_19> Acesso em: 13 jun. 2018.

MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Rota 2030 – Notícias, 2018**. Disponível em < <http://www.mdic.gov.br/index.php/noticias/3301-rota-2030-e-tema-de-encontro-no-rio-grande-do-sul> > Acesso em: 02 jul. 2018.

MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Programa Rota 2030**. Disponível em <<http://www.mdic.gov.br/index.php/noticias/3726-governo-sanciona-lei-que-institui-o-programa-rota-2030>> Acesso em: 07 jan. 2019.

OKAMOTO, Y., e SJOHOLM, F. Productivity in the Indonesian automotive industry. **ASEAN Economic Bulletin**, v. 17, p. 60–73, 2000.

SINDIPEÇAS. Desempenho do Setor de Autopeças, 2018. **Anuário Sindipeças**, Ed. Ponto & Letra. São Paulo, 2018.

SIMMONS, P., e SMITH, A. Producer impact of two proposals for reform in the Australian sugar industry. **Economic Analysis and Policy**, v. 24, p. 57–72, 1994.

SNAPE, R. Tariffs then and now: Lecture in honour of the late Bert Kelly. **Australian Economic Review**, v. 30, p. 144–154, 1997.

Tabela FIPE. **Fundação Instituto de Pesquisa Econômicas**. Disponível em <<https://veiculos.fipe.org.br/>> Acesso em: 17 dez. 2018.

TAYLOR, Timothy. **International Car Production and Ownership: Some Snapshots**. Disponível em < <http://conversableeconomist.blogspot.com/2018/09/international-car-production-and.html> > Acesso em: 21 set. 2018.

TCHA e KURIYAMA. Protection policy under economies of scale - the welfare effects of tariffs on the Australian automotive industry. **Journal of Policy Modeling**, v. 25 (2003), p. 655–672, Department of Economics, The University of Western Australia, Crawley, WA 6009, 31 May 2003.

TOVAR, Jorge. Consumers' welfare and trade liberalization: Evidence from the car industry in Colombia. **World Development**, v. 40, n. 4, p. 808-820, 2012.

VAN Zyl, G., e KOTZE, F. C. (1994). An Analysis of the tariff structure of the motor vehicle and related industries in South Africa. **Journal for Studies in Economics and Econometrics**, v. 18, p. 27–39.

WORLD BANK GROUP, Sturgeon, Timothy J.; Lima Chagas, Leonardo; Barnes, Justin. **Inovar Auto: evaluating Brazil's automotive industrial policy to meet the challenges of global value chains**. 11/01/2017, Brasil.

ZIVOT, E. e ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics** v. 10, n. 2, p. 251 - 270, 1992.

APÊNDICE A - Definição do número de defasagens do modelo VAR

Tabela 18 - Definição do número de defasagens do modelo VAR
Demanda (i)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	557.6399	-5.358840	-5.310540	-5.339308
1	985.7024	-9.407753	-9.214552*	-9.329624
2	995.5995	-9.416420	-9.078318	-9.279695
3	1006.191	-9.431800	-8.948797	-9.236477
4	1040.734	-9.678589	-9.050686	-9.424671
5	1067.091	-9.846287*	-9.073483	-9.533772*
6	1074.995	-9.835700	-8.917995	-9.464588
7	1083.109	-9.827145	-8.764539	-9.397436
8	1088.191	-9.789284	-8.581777	-9.300979

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 19 - Definição do número de defasagens do modelo VAR
Demanda (ii)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	1168.979	-11.26549	-11.21719	-11.24596
1	1203.414	-11.51125	-11.31804	-11.43312
2	1233.804	-11.71791	-11.37981*	-11.58119
3	1252.847	-11.81494	-11.33194	-11.61962*
4	1259.047	-11.78789	-11.15999	-11.53397
5	1274.516	-11.85040	-11.07759	-11.53788
6	1292.441	-11.93663	-11.01892	-11.56551
7	1303.065	-11.95232	-10.88971	-11.52261
8	1318.831	-12.01769*	-10.81018	-11.52938

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 20 - Definição do número de defasagens do modelo VAR Demanda (iii)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	1172.197	-11.29659	-11.24829	-11.27706
1	1208.898	-11.56424	-11.37103	-11.48611
2	1243.367	-11.81031	-11.47220*	-11.67358
3	1259.357	-11.87785	-11.39484	-11.68252*
4	1269.869	-11.89245	-11.26455	-11.63854
5	1283.861	-11.94069	-11.16788	-11.62817
6	1304.112	-12.04939	-11.13169	-11.67828
7	1318.874	-12.10506	-11.04246	-11.67535
8	1331.813	-12.14312*	-10.93561	-11.65482

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 21 - Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (i)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	557.6399	-5.358840	-5.310540	-5.339308
1	985.7024	-9.407753	-9.214552*	-9.329624
2	995.5995	-9.416420	-9.078318	-9.279695
3	1006.191	-9.431800	-8.948797	-9.236477
4	1040.734	-9.678589	-9.050686	-9.424671
5	1067.091	-9.846287*	-9.073483	-9.533772*
6	1074.995	-9.835700	-8.917995	-9.464588
7	1083.109	-9.827145	-8.764539	-9.397436
8	1088.191	-9.789284	-8.581777	-9.300979

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 22 - Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (ii)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	611.3474	-5.877752	-5.829452	-5.858220
1	984.1684	-9.392931	-9.199730*	-9.314803
2	999.4274	-9.453405*	-9.115303	-9.316679*
3	1005.312	-9.423308	-8.940305	-9.227986
4	1012.957	-9.410210	-8.782306	-9.156291
5	1024.220	-9.432080	-8.659276	-9.119565
6	1027.890	-9.380582	-8.462877	-9.009470
7	1033.245	-9.345361	-8.282755	-8.915652
8	1036.614	-9.290959	-8.083452	-8.802654

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 23 - Definição do número de defasagens do modelo VAR Oferta (iii)

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	588.6678	-5.658626	-5.610325	-5.639093
1	1027.880	-9.815270	-9.622069*	-9.737141
2	1034.334	-9.790665	-9.452563	-9.653940
3	1044.354	-9.800524	-9.317521	-9.605202
4	1077.868	-10.03737	-9.409466	-9.783451
5	1101.302	-10.17683	-9.404026	-9.864315*
6	1110.038	-10.17428	-9.256580	-9.803173
7	1119.950	-10.18309*	-9.120486	-9.753383
8	1123.372	-10.12919	-8.921687	-9.640888

Fonte: A autora, 2018.

APÊNDICE B - Determinação do número de vetores de cointegração

Tabela 24 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço Demanda (i)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	389.6738	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	178.7956	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	40.14188	9.164546
Teste do máximo autovalor Demanda (i)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	210.8782	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	138.6537	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	40.14188	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 25 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço Demanda (ii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	375.9049	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	187.9884	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	44.26443	9.164546
Teste do máximo autovalor Demanda (ii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	187.9164	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	143.7240	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	44.26443	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 26 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço Demanda (iii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	392.4063	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	181.2303	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	41.17135	9.164546
Teste do máximo autovalor Demanda (iii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	211.1761	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	140.0589	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	41.17135	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 27 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço oferta (i)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	131.3768	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	49.67247	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	2.083046	9.164546
Teste do máximo autovalor oferta (i)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	81.70438	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	47.58942	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	2.083046	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 28 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço oferta (ii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	100.1292	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	44.05170	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	6.624536	9.164546
Teste do máximo autovalor oferta (ii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	56.07752	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	37.42716	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	6.624536	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

Tabela 29 - Determinação do número de vetores de cointegração

Teste de traço oferta (iii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{trace}	5%
$r = 0$	$R > 0$	125.5162	35.19275
$r \leq 1$	$R > 1$	46.29067	20.26184
$r \leq 2$	$R > 2$	2.067751	9.164546
Teste do máximo autovalor oferta (iii)			
Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística de Teste	Valor Crítico
H_0	H_1	λ_{max}	5%
$R = 0$	$R = 1$	79.22552	22.29962
$R = 1$	$R = 2$	44.22292	15.89210
$R = 2$	$R = 3$	2.067751	9.164546

Fonte: A autora, 2018.

APÊNDICE C – Mode

lo 2

Tabela 30 - Modelo 2 - Efeitos estimados do bem-estar das tarifas (milhão R\$)

Ano	Excedente do Consumidor	Excedente do Produtor	Receita Tarifária (35%)	Efeito Líquido
2013	-8.289	-10	2.674	-5.624
2014	-7.136	-5	2.849	-4.292
2015	-6.137	-3	2.724	-3.417
2016	-15.169	-13	1.746	-13.436
2017	-21.024	-15	2.384	-18.655
Total	-57.755	-46	12.377	-45.424

Fonte: A autora, 2018.