

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM FINANÇAS E ECONOMIA EMPRESARIAL**

BERNARDO ANTUNES MACIEL VILLELA

**DEMANDA POR VEÍCULOS NOVOS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE ROBUSTA A QUEBRAS ESTRUTURAIS**

Rio de Janeiro

2014

BERNARDO ANTUNES MACIEL VILLELA

**DEMANDA POR VEÍCULOS NOVOS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE ROBUSTA A QUEBRAS ESTRUTURAIS**

Dissertação apresentada à Banca Examinadora da Escola de Pós-Graduação de Economia da Fundação Getúlio Vargas, como exigência parcial para a obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Orientador: Mauricio Canêdo Pinheiro

Rio de Janeiro
2014

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Mario Henrique Simonsen/FGV

Villela, Bernardo Antunes Maciel

Demanda por veículos novos no Brasil: uma análise robusta a quebras estruturais / Bernardo Antunes Maciel Villela. – 2014.

56 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia.

Orientador: Mauricio Canêdo Pinheiro.

Inclui bibliografia.

1. Oferta e procura – Modelos econométricos. 2. Demanda (Teoria econômica). 3. Cointegração. 4. Análise de séries temporais. 5. Indústria automobilística. I. Pinheiro, Mauricio Canêdo. II. Fundação Getulio Vargas. Escola de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDD – 338.5212

BERNARDO ANTUNES MACIEL VILLELA


DEMANDA POR VEÍCULOS NOVOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ROBUSTA A QUEBRAS ESTRUTURAIS

Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

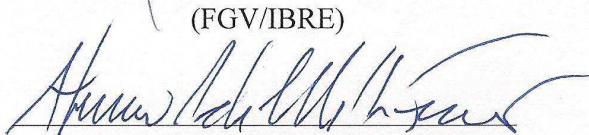
Data da defesa: 30/05/2014

Aprovada em: 30/05/2014

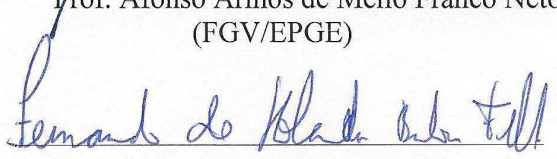
ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA



Prof. Mauricio Canêdo Pinheiro
(FGV/IBRE)



Prof. Afonso Arinos de Mello Franco Neto
(FGV/EPGE)



Prof. Fernando de Holanda Barbosa Filho
(FGV/IBRE)

*Para Thaís, minha esposa,
com muito amor, admiração e gratidão.*

AGRADECIMENTOS

À minha esposa, por sua adorável companhia, alegria contagiante, paciência e apoio.

A meus pais, por todo o sacrifício, dedicação e amor ao longo da minha vida.

Ao meu orientador, professor Mauricio Canêdo Pinheiro, pelo conhecimento transmitido, disponibilidade e entusiasmo.

Aos professores Afonso Arinos de Mello Franco Neto e Fernando de Holanda Barbosa Filho, pela presença na banca examinadora e por suas valiosas contribuições.

RESUMO

O setor automotivo é bastante representativo na economia nacional, o que motivou a realização deste estudo sobre a demanda por veículos novos no Brasil. No presente trabalho, é abordado um modelo econométrico que permite calcular as elasticidades do preço, da renda e do crédito em relação à demanda por veículos, sob a luz da teoria da cointegração. Analisando-se o período de junho de 2000 a janeiro de 2014, verifica-se a ocorrência de três quebras estruturais. Estas quebras dividem o intervalo de tempo analisado em quatro subperíodos, cada um com uma dinâmica própria. A constatação deste fato, muitas vezes negligenciado na literatura científica prévia, é um dos principais resultados deste trabalho: afinal, conclusões bastante distintas seriam obtidas ao se considerar o período todo sem quebras. Vale também destacar que o crédito se mostrou relevante para a demanda em todos os subperíodos: acredita-se, portanto, ser efetiva a implementação de uma política de estímulo ao setor, por meio do incentivo ao crédito. Por último, comenta-se que, no passado recente, a cada 1% de redução no preço do automóvel, a demanda aumentou numa proporção 30% maior. Este resultado corrobora com a percepção de que a redução de impostos pode alavancar a venda de veículos.

Palavras-chave: demanda automotiva, cointegração em séries de tempo e quebras estruturais.

ABSTRACT

The automotive sector is fairly representative in the national economy, which motivated this study on the demand for new vehicles in Brazil. The present work discusses an econometric model which allows the calculation of the price, income and credit elasticities on the demand for vehicles in the light of the cointegration theory. Analyzing the period from June 2000 to January 2014, it is possible to observe three structural breaks. These breaks divide the time interval analyzed in four sub-periods, each with its own dynamics. The perception of this fact often overlooked in previous literature is one of the main findings of this work. In fact, very different conclusions would be obtained by considering the entire period without breaks. It is also worth noting that credit has been relevant to the demand in all sub-periods. Therefore, it seems to be effective to implement a policy to boost the automotive sector by encouraging credit. Finally, it is said that in recent history for each 1% reduction in car price, demand has increased in a 30% higher rate. This result corroborates the perception that tax cuts may boost the sale of vehicles.

Keywords: automotive demand, cointegration of time series and structural breaks.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Produção de autoveículos no mundo (mil unidades)	15
Tabela 2: Licenciamento de autoveículos no mundo (mil unidades).....	16
Tabela 3: Relação de habitantes por veículo no mundo	18
Tabela 4: Elasticidades encontradas em artigos prévios	21
Tabela 5: Definição das séries utilizadas	29
Tabela 6: Resultados do teste ADF de raiz unitária	36
Tabela 7: Resultados do teste de cointegração de Johansen	39
Tabela 8: Valores críticos de τ^{ws} no modelo com intercepto e sem tendência	42
Tabela 9: Resultado do teste de cointegração de Arranz e Escibano	43
Tabela 10: Resultado do teste de Bai e Perron para o número de quebras	46
Tabela 11: Estimação das quebras e dos parâmetros no modelo.....	47

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Participação da indústria de autoveículos no PIB industrial brasileiro .	15
Figura 2: Licenciamento de veículos leves no Brasil (mil unidades)	17
Figura 3: Crédito (R\$ bilhões) para aquisição de veículos (PF) no Brasil	19
Figura 4: Logaritmo do índice de preço (ajustado) do automóvel novo	30
Figura 5: Logaritmo do PIB ajustado	31
Figura 6: Logaritmo do crédito (ajustado) para aquisição de veículos – PF	33
Figura 7: Logaritmo do número (ajustado) de licenciamentos de veículos leves	34
Figura 8: Gráfico das séries com marcação das quebras	49

SUMÁRIO

1.	Introdução.....	12
2.	O Mercado Brasileiro de Automóveis	14
3.	Revisão da Literatura	20
3.1.	Análise de Cointegração em Séries Não Estacionárias	23
4.	Caracterização das Séries.....	27
4.1.	Evolução no Tempo.....	29
4.1.1.	Preço do Veículo Novo	29
4.1.2.	Renda da População	31
4.1.3.	Crédito Disponível.....	32
4.1.4.	Demanda por Veículos Leves.....	33
4.2.	Propriedades Estatísticas.....	34
4.2.1.	Teste ADF de Raiz Unitária.....	35
5.	Resultados do Modelo.....	37
5.1.	Teste de Cointegração de Johansen.....	37
5.2.	Teste de Cointegração de Cook e Vougas.....	40
5.3.	Teste de Cointegração de Arranz e Escribano	42
5.4.	Teste de Bai e Perron: Identificação de Quebras Estruturais.....	44
5.5.	Interpretação dos Resultados	48
6.	Conclusões.....	52

1. Introdução

O mercado automotivo brasileiro mais que dobrou de tamanho na última década. Além disso, a entrada de novas montadoras e os investimentos recorrentes de suas precursoras proporcionaram ao setor um expressivo crescimento de capacidade produtiva. Assim, atualmente o Brasil se destaca como o quarto maior mercado consumidor e o sétimo maior produtor mundial de autoveículos (termo que inclui automóveis, comerciais leves, caminhões e ônibus).¹

Dedicado à fabricação de bens de grande valor agregado, o setor automotivo possui bastante representatividade no conjunto da indústria nacional. De acordo com a ANFAVEA, a indústria de autoveículos (mesmo sem considerar a de autopeças) foi responsável por 16,7% do PIB industrial brasileiro em 2012. Ciente de sua importância e de seu efeito multiplicador de renda, o Governo frequentemente tem editado medidas de incentivo ao setor, dentre as quais cabe salientar a recente redução da alíquota do IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados) para aquisição de veículos novos.

Portanto, torna-se relevante realizar uma análise mais aprofundada do setor. Em particular, estimar os fatores que influenciam na demanda por veículos novos no Brasil, tema que inspirou alguns estudos científicos recentes [ver, por exemplo, De Negri (1998), Alvarenga et al. (2010) e Fauth et al. (2011)].

Neste trabalho, serão avaliados os pesos de três variáveis intuitivamente relevantes para a demanda: o preço do veículo, a renda da população e a disponibilidade de crédito. A análise, voltada aos veículos leves, termo que

¹ Comerciais leves compreendem desde picapes de pequeno porte, derivadas dos carros de passeio, até as vans, passando pelos furgões e utilitários esportivos, com a restrição de que seu Peso Bruto Total (PBT) não ultrapasse 3,5 toneladas. Por entender que grande parte dos comerciais leves é adquirida para uso familiar, seguindo uma lógica de aquisição mais próxima à de um automóvel de passeio do que à de um caminhão ou ônibus (isto é, um veículo comercial pesado), optou-se por avaliar o comportamento da demanda por veículos leves, ou seja, de automóveis e comerciais leves. Uma análise concentrada apenas em automóveis excluiria do estudo um nicho de mercado que, com o aumento da renda da população, se encontra em franca ascensão no Brasil e, portanto, não deve ser desprezado. Por simplicidade, propõe-se que, na sequência desta dissertação, os termos automóveis e carros sejam tratados como sinônimos de veículos leves.

compreende os automóveis e os comerciais leves, contemplará um importante período da história recente do Brasil (junho de 2000 a janeiro de 2014).

A grande maioria da literatura científica prévia nesse tema ignora ou, pelo menos, não trata adequadamente o fato de que o setor tem sofrido mudanças importantes (políticas públicas, inclusive) que podem ter alterado a relação entre a demanda por automóveis e seus principais determinantes.² O presente trabalho visa justamente suprir esta lacuna. São usadas técnicas estatísticas robustas, que levam em consideração a presença de quebras estruturais, algo fundamental quando se estuda um período de tempo mais extenso e sujeito a mudanças de regime.

A sequência desta dissertação está organizada da seguinte forma. No Capítulo 2, é realizada uma descrição da indústria e do mercado brasileiro de automóveis. Em seguida, no Capítulo 3, são apresentados alguns estudos precedentes e é feita uma breve exposição sobre a teoria de cointegração. No Capítulo 4, são discutidas as variáveis de interesse, sua evolução no tempo e algumas de suas propriedades estatísticas. Por sua vez, no Capítulo 5, é avaliada a existência de uma relação de cointegração entre as séries, são estimadas as datas de ocorrência das quebras estruturais e são calculadas e interpretadas as elasticidades pertinentes. Por fim, no Capítulo 6, são apresentadas as conclusões deste trabalho e breves considerações finais.

² Uma exceção é o trabalho de Fauth et al. (2011).

2. O Mercado Brasileiro de Automóveis

A história da indústria automobilística brasileira começou tímida. No início, o país se limitava a importar os veículos ou realizar a montagem de CKD's (*Completely Knocked-Down*), para posterior comercialização. Com a segunda guerra mundial, na década de 40, o setor foi seriamente afetado, pela queda nas importações. Em 1956, o presidente Juscelino Kubitschek criou a GEIA (Grupo Executivo da Indústria Automobilística), com o objetivo de incentivar a fabricação local dos veículos e autopeças.

Em setembro de 1956, foi lançado o primeiro automóvel produzido no Brasil, o Romi-Isetta, fabricado pelas Indústrias Romi S.A. (empresa de capital nacional). Sua produção, entretanto, durou pouco tempo: de 1956 a 1961. Nos próximos 20 anos, foram instaladas fábricas das quatro principais marcas mundiais, que até hoje lideram o mercado brasileiro: Fiat, Volkswagen, GM e Ford. Apesar de estrangeiras, a vinda dessas montadoras estimulou o desenvolvimento local de uma cadeia de fornecedores, o que proporcionou emprego e renda para a população.

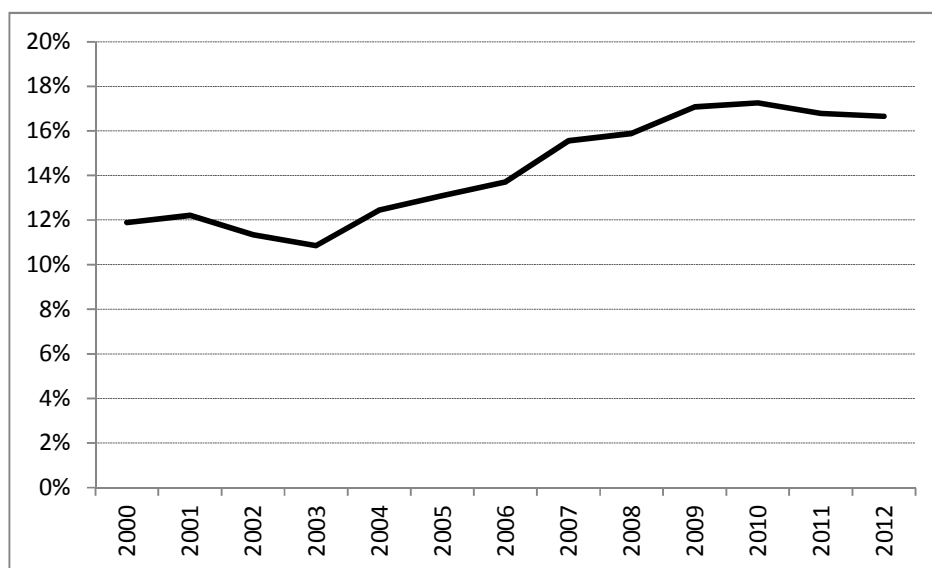
O mercado permaneceu bastante concentrado nessas quatro marcas até que, nos anos 90, o Governo Collor promoveu uma abertura comercial, diminuindo gradualmente as tarifas de importação, para estimular a competição. Seu objetivo era reduzir preços e melhorar a qualidade dos produtos. Com isto, aumentou-se a importação de veículos estrangeiros, o que acabou, inclusive, trazendo para o país outros fabricantes, como as francesas Citroën, Peugeot e Renault.

Hoje, de acordo com a ANFAVEA (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores), existem no Brasil 15 montadoras de veículos leves (e vinte e uma de autoveículos).

A Figura 1 mostra a importante participação da indústria de autoveículos no PIB industrial brasileiro, a qual subiu de 11,9% em 2000 para 16,7% em 2012.³

³ Se fossem incluídos o setor de autopeças e as montadoras de máquinas agrícolas e de construção, esta participação subiria para 21,0% em 2012.

Figura 1: Participação da indústria de autoveículos no PIB industrial brasileiro



Fonte: ANFAVEA.

Conforme demonstrado na Tabela 1, o Brasil destaca-se, atualmente, como o sétimo maior produtor mundial de autoveículos, superando alguns países com mais tradição, tais como França e Itália.

Tabela 1: Produção de autoveículos no mundo (mil unidades)

Pos.	PAÍS	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	China	5.708	7.278	8.883	9.299	13.791	18.265	18.419	19.272	22.117
2	EUA	11.947	11.292	10.781	8.694	5.731	7.763	8.662	10.329	11.046
3	Japão	10.800	11.484	11.596	11.576	7.934	9.629	8.399	9.943	9.630
4	Alemanha*	5.758	5.820	6.213	6.046	5.210	5.906	6.147*	5.649*	5.718*
5	Coréia do Sul	3.699	3.840	4.086	3.827	3.513	4.272	4.657	4.558	4.521
6	Índia	1.639	2.017	2.254	2.332	2.642	3.557	3.927	4.145	3.881
7	Brasil**	2.530	2.612	2.980	3.216	3.183	3.382	3.416	3.387	3.740
8	México	1.684	2.046	2.095	2.168	1.561	2.342	2.681	3.002	3.052
9	Tailândia	1.123	1.194	1.287	1.394	999	1.645	1.458	2.429	2.532
10	Canadá	2.711	2.688	2.572	2.579	2082	1.490	2.068	2.135	2.380
-	Outros	18.952	19.064	20.392	19.389	15.058	19.378	26.193	27.370	24.351
TOTAL		66.551	69.335	73.139	70.520	61.704	77.629	79.880	84.141	87.250

* Somente automóveis e comerciais leves a partir de 2011

** Incluem autoveículos desmontados (CKD)

Fontes: OICA (*International Organization of Motor Vehicle Manufacturers*) e ANFAVEA.

Nota-se que a produção brasileira cresceu a uma média expressiva de 5% a.a., nos últimos 8 anos, enquanto outras potências do setor, como EUA e Japão, sofreram com recentes crises. Embora esses países estejam se recuperando, hoje produzem menos do que em 2005. Além disso, chama a

atenção o crescimento ainda mais acentuado de países asiáticos, como Tailândia, Índia e China, especialmente deste último, que se tornou líder mundial.

Além de ser um grande produtor, o Brasil se sobressai como o 4º maior mercado consumidor de autoveículos no mundo, conforme mostra a Tabela 2.⁴

Tabela 2: Licenciamento de autoveículos no mundo (mil unidades)

Pos.	País	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	China*	5.762	7.184	8.792	9.380	13.622	18.042	18.505	19.306	21.984
2	EUA*	17.444	17.047	16.460	13.493	10.601	11.772	13.041	14.786	15.884
3	Japão	5.852	5.740	5.354	5.082	4.609	4.956	4.210	5.370	5.376
4	Brasil	1.715	1.928	2.463	2.820	3.141	3.515	3.633	3.802	3.767
5	Alemanha	3.615	3.772	3.482	3.425	4.049	3.198	3.508	3.394	3.258
6	Índia	1.440	1.754	1.989	1.984	2.264	3.039	3.288	3.577	3.241
7	Rússia	1.807	2.245	2.898	3.222	1.597	2.107	2.902	3.142	2.950
8	Reino Unido	2.828	2.734	2.800	2.485	2.223	2.291	2.249	2.334	2.596
9	França	2.548	2.499	2.584	2.574	2.719	2.709	2.687	2.332	2.201
10	Canadá*	1.630	1.666	1.690	1.674	1.484	1.580	1.620	1.716	1.780

Fontes: Acea (Europa), Adefa (Argentina), ANFAVEA, Anfia (Itália), FCAI (Austrália), Fourin (Japão), Kama (Coréia do Sul), OICA, OSD (Turquia), SMMT (Reino Unido), Wards Communications (Estados Unidos).

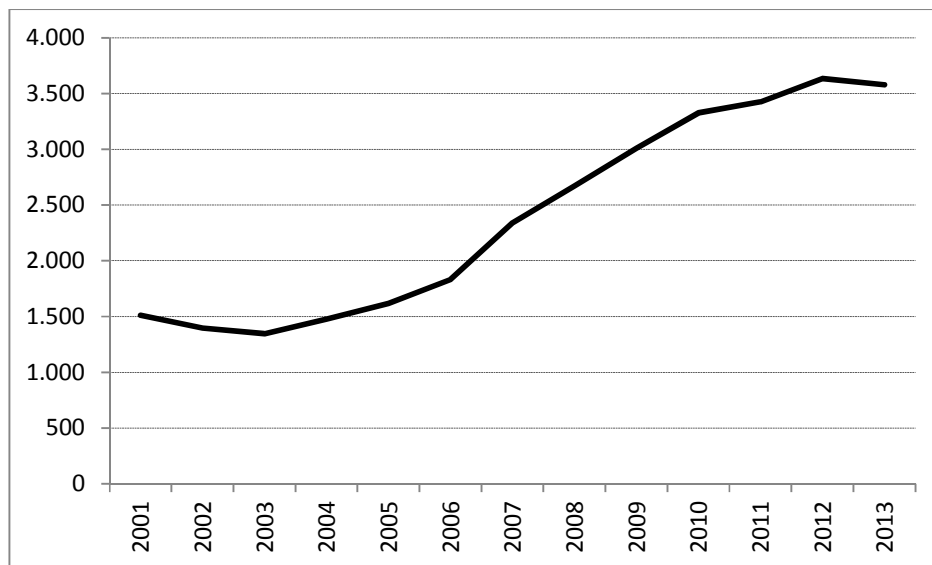
Os dados desta tabela compreendem vendas ou licenciamento de autoveículos produzidos no próprio país e importados.

(*) Dados de vendas.

Para complementar a análise, a Figura 2, a seguir, ilustra a evolução do número de licenciamentos de veículos leves, nos últimos anos, no Brasil. Pode-se observar que, após uma queda inicial de 2001 a 2003, a venda de veículos leves passou por um período de crescimento persistente até 2012. Já em 2013, houve uma acomodação, depois de seguidos recordes anuais no setor.

⁴ Cabe pontuar que os veículos leves têm uma participação destacada no mercado: em 2013, por exemplo, corresponderam a 95% do total de autoveículos vendidos no Brasil.

Figura 2: Licenciamento de veículos leves no Brasil (mil unidades)



Fonte: ANFAVEA

Embora cada vez mais acessíveis, veículos automotivos ainda podem ser considerados bens de luxo no Brasil. Para constatar isto, é natural analisar a relação habitante por veículo do país, métrica apresentada na Tabela 3 para uma série de países representativos.

Nota-se que esta proporção vem caindo, indicando, nos últimos anos, a entrada de mais brasileiros no mercado consumidor. No entanto, este indicador ainda está alto em comparação com o dos demais países listados, o que sugere a existência de uma demanda reprimida por veículos nas famílias brasileiras.

Tabela 3: Relação de habitantes por veículo no mundo

País	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
EUA	1,2	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
Austrália	1,6	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,4	1,4
Itália	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,4
Canadá	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,6	1,6	1,6	1,6	1,6
Espanha	1,7	1,7	1,7	1,6	1,6	1,6	1,6	1,7	1,6	1,7
Japão	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7
França	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7
Reino Unido	1,8	1,8	1,8	1,8	1,7	1,7	1,7	1,8	1,7	1,7
Áustria	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,7	1,7
Alemanha	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,9	1,9	1,8	1,8	1,8
Suécia	2	2	2	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9
República Tcheca	2,5	2,5	2,4	2,3	2,2	2,1	2	2	2	2
Coréia do Sul	3,4	3,3	3,2	3,2	3,1	3	2,9	2,8	2,7	2,6
México	5,5	5,5	5	5	4,7	4,1	3,8	3,6	3,5	3,6
Argentina	5,5	5,5	5,6	5,7	5,2	4,8	4,7	4,5	4	3,7
Brasil*	8,4	8,4	8,2	8	7,9	7,4	6,9	6,5	6,1	5,7

Fontes: Adefa (Argentina), ANFAVEA, Anfia (Itália), Jama (Japão), Kama (Coréia do Sul), VDA (Alemanha).

* Estimativa

Muitas montadoras perceberam uma janela de oportunidade e decidiram se instalar no Brasil nos últimos anos; outras já existentes optaram por aumentar sua capacidade produtiva. Verificou-se, assim, no passado recente, um grande fluxo de investimentos para o setor automotivo. Contribuíram ainda para isto:

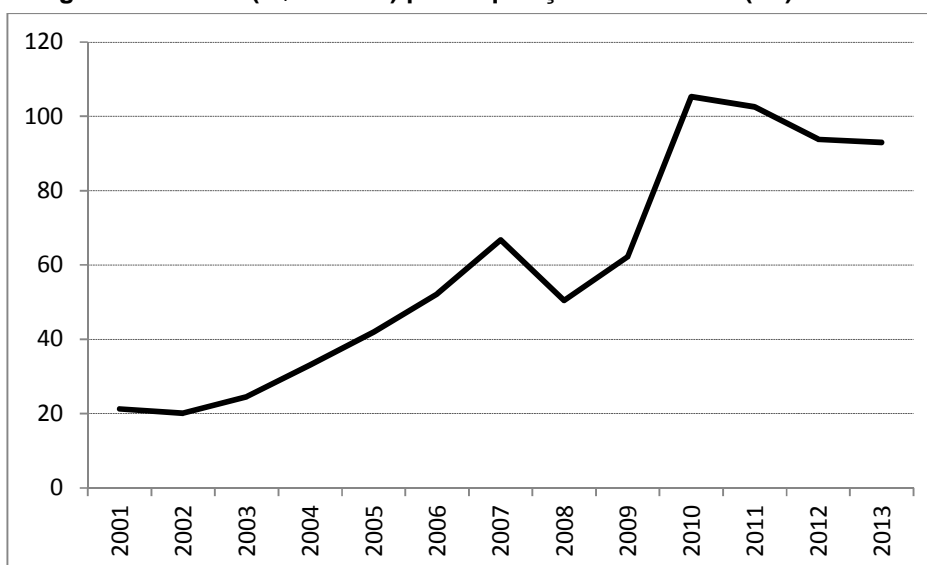
- incentivos governamentais anticíclicos, tais como a redução da alíquota do IPI para a aquisição de automóveis novos, o que alavancou as vendas em momentos críticos para a economia;⁵
- o declínio da demanda em mercados mais maduros, o que fez as montadoras buscarem alternativas nos países emergentes;
- diversos incentivos oferecidos pelos estados e municípios às montadoras, sob a forma de cessões de terrenos ou reduções de impostos e burocracias, para atrair investimentos, não só das montadoras mas também da cadeia produtiva, para suas regiões;
- a introdução de um novo regime automotivo, através do Inovar-Auto, o qual ajusta a cobrança do IPI, mediante comprovação, por parte da

⁵ O Governo reduziu a alíquota do IPI, de acordo com a cilindrada do motor do veículo. Assim, veículos equipados com motores de menor cilindrada (isto é, de até 1.000 cc) receberam um desconto maior do que aqueles cujo motor estava entre 1.000 e 2.000 cc. Já os que possuem motor acima de 2.000 cc, por serem mais poluentes, não se beneficiaram desta redução.

montadora, do cumprimento de alguns requisitos mínimos, tais como a realização de etapas produtivas no Brasil e de investimentos em P&D.⁶

O crédito automotivo é uma importante ferramenta capaz de alavancar as vendas. Em resposta a uma ligeira queda no licenciamento de veículos em 2013 e no primeiro trimestre de 2014, o Governo avalia a preparação de um novo pacote de estímulo ao setor, por meio do crédito. Conforme pode ser visto na Figura 3, o crédito a pessoas físicas para aquisição de veículos, que foi de R\$ 105 bilhões em 2010, retraiu para R\$ 93 bilhões em 2013, pois, em função do maior endividamento da população, os bancos se tornaram mais seletivos. Assim, para destravar o crédito, o Governo está considerando criar um fundo garantidor, que, contando com recursos aportados pelas próprias instituições financeiras, serviria para cobrir eventuais inadimplências.

Figura 3: Crédito (R\$ bilhões) para aquisição de veículos (PF) no Brasil



Fonte: Banco Central do Brasil.

⁶ O Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores (Inovar-Auto) foi criado pelo Governo Federal para estimular o investimento na indústria automobilística nacional. Concede como benefício o crédito presumido de até 30 pontos percentuais de IPI para empresas que comprovem o cumprimento de metas mínimas de produção local. Além disso, há um benefício adicional de até 4 pontos percentuais no IPI se estas empresas comprovarem investimentos mínimos em P&D e aderirem, em âmbito nacional, ao programa de etiquetagem veicular.

3. Revisão da Literatura

Dada a sua relevância na economia (tanto brasileira como mundial), diversos trabalhos científicos já foram realizados sobre o setor automotivo. Em particular, muitos deles procuraram estimar equações para a demanda por automóveis. Para isto, foram desenvolvidos modelos, que, de uma maneira geral, se caracterizam por apresentar uma abordagem agregada ou desagregada do problema.

Os modelos agregados, como é o caso deste trabalho, concentram-se em variáveis globais que afetam o número total de veículos vendidos. Desta forma, ignoram características específicas que determinam a escolha de cada indivíduo. Nesses casos, a demanda por veículos é associada a variáveis macroeconômicas como o preço médio do bem, a evolução da renda no país e a disponibilidade de crédito.

Nos modelos desagregados [ver, por exemplo, Berry, Levinsohn e Pakes (1995)], analisam-se os fatores que influenciam na decisão de cada consumidor, o qual procura maximizar sua função utilidade, considerando aspectos tais como: custos operacionais (estacionamento, seguro, combustível e manutenção, dentre outros), a disponibilidade e custo do transporte público, a depreciação do bem ao longo do tempo, qualidades como tamanho, potência e marca do veículo, características da família como renda, idade e número de pessoas economicamente ativas e, até mesmo, o status que o carro possa lhe proporcionar. Essa é uma abordagem microeconômica dos parâmetros, que levam os indivíduos a optarem pela compra de um determinado tipo de veículo em detrimento de outro.

A seguir, serão comentados alguns trabalhos relevantes da literatura científica recente, que abordaram modelos agregados de demanda automotiva no Brasil.

De Negri (1998) calculou a elasticidade-renda e a elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil, nos anos 90. Foram analisados três

possíveis modelos de demanda: seus modelos A e B utilizaram uma abordagem agregada, enquanto o C empregou o método desagregado.

Seu modelo A, que mais inspirou trabalhos posteriores, relaciona a demanda com preço, renda e financiamento. Para modelar o financiamento, optou-se por utilizar uma *dummy* que representou o período de restrição de crédito ao consumidor (entre agosto de 1994 e julho de 1995). Desta forma, a demanda pôde ser estimada da seguinte forma:

$$\ln(demanda) = \beta_0 + \beta_1 \ln(preço) + \beta_2 \ln(renda) + \beta_3 cred. \quad (1)$$

em que as variáveis *demanda*, *preço*, *renda* e *cred* se referem, respectivamente, à quantidade de carros vendidos, ao preço do carro, à renda da população e ao crédito disponível para compra de veículos. O uso do logaritmo das séries é conveniente para o cálculo das elasticidades, que estão apresentadas na Tabela 4, a qual inclui também os resultados de outros artigos.

Tabela 4: Elasticidades encontradas em artigos prévios

Autores	Elasticidade- Preço	Elasticidade- Renda	Elasticidade- Crédito
De Negri (1998)	-0,66	1,5	N.C.
IPEA (2009)	-2,841	2,553	0,384
Alvarenga et al. (2010)	-2,529	4,417	1,176
Fauth et al. (2011)	1,3	1,19	0,35

N.C.: não calculada

Em seguida, na Nota Técnica do IPEA (2009) foi divulgado um estudo, em que se realizou uma regressão, com dados mensais de junho de 2003 a junho de 2009, adotando uma variação do modelo contido em De Negri (1998):

$$\ln(demanda) = \beta_0 + \beta_1 \ln(preço) + \beta_2 \ln(renda) + \beta_3 \ln(cred). \quad (2)$$

Neste modelo, a variável referente ao crédito deixou de ser uma *dummy* e passou a ser construída com o valor das novas concessões de crédito para aquisição de veículos, informação disponibilizada no site do Banco Central do Brasil. Por meio de uma análise de cointegração, foram calculadas as

elasticidades pertinentes, previamente apresentadas na Tabela 4. Ademais, um dos principais resultados desse estudo foi estimar que a redução da alíquota do IPI no começo de 2009 foi responsável por 13,4% das vendas de veículos realizadas ao longo do primeiro semestre deste mesmo ano.

Alvarenga et al. (2010), também membros do IPEA, aprofundaram o estudo anterior, utilizando o mesmo modelo para regressão, para um período um pouco mais extenso: de junho de 2002 a novembro de 2009.

Seu trabalho chega a citar o fato de que a existência de quebras estruturais pode afetar os resultados tanto dos testes de raiz unitária como da relação de cointegração entre as séries. Apesar disso, para tratar esta questão, parece se restringir ao uso do teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup (1994), que é capaz de lidar melhor com quebras do tipo *Additive Outlier*. Assim, não investiga a fundo a ocorrência de quebras: não se sabe, por exemplo, quantas e quando aconteceram.

Por meio de uma análise baseada em cointegração, foram calculadas a elasticidade-preço, a elasticidade-renda e a elasticidade-crédito da demanda por veículos, mostradas na Tabela 4. Além disso, usando o mecanismo de correção de erros, pôde ser calculada a dinâmica de curto prazo. Outro resultado foi estimar que a redução da alíquota do IPI foi responsável por 20,7% das vendas de veículos entre janeiro e novembro de 2009, um percentual ainda maior do que fora estimado em IPEA (2009).

Um trabalho precursor que fez uma análise mais cuidadosa da existência de quebras estruturais foi o de Fauth et al. (2011). No entanto, empregaram uma abordagem diferente da que será executada nesta dissertação.

Fauth et al. (2011) estimaram equações de demanda no Brasil para automóveis, ônibus e caminhões, no período de outubro de 1996 a junho de 2008, utilizando a metodologia de cointegração e o mecanismo de correção de erro. Seu modelo para carros relacionou a demanda com as variáveis preço do automóvel novo, preço do seu bem substituto (o automóvel usado), volume de crédito na economia (não só o crédito para compra de veículos), renda e taxa de juros Selic. Também lhes pareceu pertinente incluir duas variáveis *dummies*:

uma para registrar o impacto da mudança de regime cambial em 1999 e outra para controlar a eleição presidencial de 2002. Com esta modelagem, calcularam as elasticidades indicadas na Tabela 4. Cabe comentar que, para a elasticidade-preço, encontraram um valor positivo, ao contrário do que se esperaria pela teoria.

Além disso, Fauth et al. (2011) investigaram o comportamento cíclico das vendas dos três segmentos estudados, por meio da metodologia de Bry e Boschan (1971), no período de janeiro de 1980 a junho de 2008. Neste intervalo de tempo, identificaram, para o mercado de automóveis, oito períodos de forte queda.

Por fim, percebendo que choques macroeconômicos externos e internos podem gerar não-linearidades nos modelos econométricos, Fauth et al. (2011) utilizaram a metodologia de mudança de regime markoviano, na estimação das equações de demanda para automóveis, caminhões e ônibus. Assim, calcularam as probabilidades de transição entre regimes, o tempo médio de estadia em cada cenário e as taxas médias de queda ou de expansão, nos respectivos regimes.

3.1. Análise de Cointegração em Séries Não Estacionárias

Como este trabalho lidará com séries com raiz unitária (ou seja, não estacionárias), é pertinente introduzir alguns conceitos que se mostrarão, mais adiante, fundamentais.

Quando uma série tem raiz unitária, a ocorrência de um choque hoje tem um efeito permanente, um impacto de longo prazo que não se dissipa, como ocorreria em uma série estacionária. Este fenômeno inviabiliza a realização de uma regressão linear clássica, na presença de raiz unitária, sem um tratamento prévio dos dados. Para citar um exemplo, é comum encontrar uma relação espúria estatisticamente significativa, ao se regredir uma série de tempo em outra, quando ambas possuem raiz unitária, ainda que elas sejam independentes entre si.

No entanto, muitas séries com significado econômico têm raiz unitária. Assim, há a necessidade de se adotar técnicas mais cuidadosas para manipulá-las. Um método trivial seria diferenciá-las até se tornarem estacionárias, para poder implementar uma regressão linear. No entanto, ao fazê-lo, perdem-se algumas de suas características, como, por exemplo, o intercepto. Um método simples, porém elegante, para manipular séries não estacionárias pode ser utilizado, quando as séries do modelo são cointegradas.

Antes de prosseguir, é preciso definir o conceito estatístico de ordem de integração, que se refere ao número mínimo de operações de diferenciação, que devem ser aplicadas a uma série de tempo, para transformá-la em estacionária.

Denota-se por $I(d)$ (e se lê integrada de ordem d) uma série de tempo que se torna estacionária após d sucessivas operações de diferenciação. Por exemplo, uma série y é dita $I(1)$ se y tem raiz unitária e $\Delta(y)$ é estacionária, onde $\Delta(y)$ é obtida ao se calcular, para cada instante de tempo t , a diferença entre y_t e y_{t-1} ; adicionalmente, uma série é dita $I(0)$ quando ela já é estacionária.

Duas ou mais séries são ditas cointegradas, no sentido de Engle e Granger, quando, apesar de serem individualmente integradas de mesma ordem, existe pelo menos uma combinação linear delas que tem uma ordem de integração inferior. O vetor formado pelos coeficientes, que definem esta combinação linear, é chamado de vetor de cointegração.

Para se ganhar intuição, será tratado, a seguir, o caso mais simples, porém também um dos mais comuns, em que as séries são individualmente $I(1)$, mas existe uma combinação linear delas que é $I(0)$, ou seja, é estacionária. Neste caso, pode-se dizer que, ainda que elas possuam raiz unitária, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, descrita pelo vetor de cointegração: de forma equivalente, pode-se afirmar que elas guardam uma tendência estocástica em comum.

Assim, um passo essencial para a manipulação de séries temporais é a verificação de sua ordem de integração, através da realização de um teste de raiz unitária. Para isto, foram desenvolvidos, por exemplo, os testes de Dickey-Fuller e sua versão aumentada (teste ADF), que serão mais detalhadamente

descritos na sequência desta dissertação, ao se observar as propriedades estatísticas das séries analisadas.

Por simplicidade, considere o seguinte modelo com duas séries y e x , ambas $I(1)$, onde a é o intercepto, b é um coeficiente que relaciona x com y e e_t incorpora o erro do modelo:

$$y_t = a + bx_t + e_t. \quad (3)$$

Ao se analisar, o teste de cointegração proposto por Engle e Granger pode-se absorver a intuição por detrás da teoria. Primeiramente, por meio de uma otimização por mínimos quadrados, estima-se os valores α e β , que minimizam o erro. Se x e y forem cointegradas, β será escolhido de forma que $y_t - \beta x_t$ seja $I(0)$, pois, caso contrário, o resíduo seria não estacionário, apresentando uma variância que diverge para infinito.

Assim, a relação de equilíbrio de longo prazo pode ser escrita da seguinte forma:

$$y_t = \alpha + \beta x_t. \quad (4)$$

E o erro de equilíbrio, ou seja, o desvio de y_t em relação a seu valor de equilíbrio $\alpha + \beta x_t$, pode ser enunciado como:

$$\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t. \quad (5)$$

Lembrando que α é apenas uma constante, tem-se que ε_t é $I(0)$ e flutua em torno de zero. Portanto, pode-se afirmar que, na média, o sistema estará em equilíbrio, ou seja, na presença de cointegração as séries guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Percebendo que, se ε_t é $I(0)$, então as séries cointegram e, caso contrário, não cointegram, Engle e Granger propuseram testar a existência de cointegração, realizando um teste de raiz unitária nos resíduos ε_t . Cabe comentar, no entanto, que se deve ter cuidado na determinação dos valores

críticos, pois os valores de ε_t foram estimados (e não observados), visando minimizar a sua variância (através do método OLS).

Adicionalmente, pode ser útil estimar a dinâmica de curto prazo. De acordo com Engle e Granger (1997), se um conjunto de séries são cointegradas, então é possível representar o sistema, incorporando também a dinâmica de curto prazo, através de um mecanismo de correção de erro, da seguinte maneira:

$$\theta(L)\Delta(y_t) = \delta + \varphi(L)\Delta(x_{t-1}) - \gamma(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + \sigma(L)\varepsilon_t. \quad (6)$$

Os termos $\theta(L)$, $\varphi(L)$ e $\sigma(L)$ são polinômios utilizando o operador lag. A equação anterior mostra que, no curto prazo, após a ocorrência de um desvio (dado por $y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}$) em relação ao equilíbrio de longo prazo, atua um mecanismo de correção de erro, que visa conduzir o sistema de volta ao equilíbrio.

4. Caracterização das Séries

De forma intuitiva, a demanda por veículos depende do seu preço, da renda da população e do volume de crédito disponível para a aquisição desse tipo de bem. Para a análise desse trabalho, essas variáveis foram caracterizadas, por meio de dados mensais, de junho de 2000 até janeiro de 2014, da seguinte forma:

- a demanda por veículos leves foi dada pelo total de automóveis e comerciais leves licenciados, conforme dados disponibilizados pela ANFAVEA;
- a evolução do preço dos veículos novos foi obtida do IBGE, entidade que, para calcular o índice de preços IPCA, avalia diversos itens e subitens, dentre os quais se destaca o preço dos automóveis novos;⁷
- a evolução da renda foi dada pelo PIB (em R\$ milhões), dado disponibilizado no site do Banco Central do Brasil;
- o volume de crédito (em R\$ mil) concedido, por meio de financiamento CDC (Crédito Direto ao Consumidor), para a aquisição de veículos por pessoas físicas foi, igualmente, fornecido pelo Banco Central do Brasil⁸.

Até o final de 2001, a ANFAVEA divulgava dados de vendas de veículos. A partir de 2002, optou por descontinuar a série de vendas e passar a publicar dados de licenciamentos de veículos novos. Assim, neste trabalho, seguindo a metodologia adotada pela própria ANFAVEA, foi concatenada a série de vendas até dezembro de 2001 com a de licenciamentos dali em diante. Apesar de existir uma diferença conceitual entre venda e licenciamento (a venda precede a realização do licenciamento), acredita-se que esta mudança na abordagem não afetará significativamente os resultados do estudo.

Vale salientar que IPEA (2009) e Alvarenga et al. (2010) empregaram um índice diferente, para acompanhar a evolução do preço dos veículos. Eles

⁷ Subitem 5102001 do conjunto de variáveis avaliadas pelos IPCA/IBGE.

⁸ Seria útil considerar também o volume de crédito concedido por meio de arrendamento mercantil (leasing), no entanto o Banco Central passou a disponibilizar estes dados apenas a partir de março de 2011.

adotaram o IPA (Índice de Preços por Atacado), mais especificamente o seu subitem referente a veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças. No entanto, como o objetivo é avaliar a demanda especificamente por automóveis, é indesejável poluir o índice com a inclusão dos demais produtos. Além disso, o IPA, por sua concepção, tem a finalidade de acompanhar a evolução dos preços no meio atacadista, enquanto este trabalho pretende analisar a demanda do ponto de vista dos consumidores finais, que negociam no varejo.

O Banco Central do Brasil oferece duas séries para as concessões de crédito para aquisição de veículos por pessoas físicas: a série 3996, cujos dados vão desde junho/2002 até dezembro/2012 e a série 20673 (que substitui a anterior), com dados mais recentes. Para se trabalhar com dados de junho de 2000 a janeiro de 2014, a solução foi concatenar as duas séries. Além disso, cabe esclarecer que não foi possível considerar o volume de financiamento tomado por pessoas jurídicas, pois o Banco Central somente passou a disponibilizar estes dados a partir de março de 2011.

Inicialmente, neste trabalho, pretendia-se analisar um período de tempo ainda mais extenso, regredindo o modelo até o início do Plano Real, em meados de 1994. No entanto, por limitação da série de concessões de crédito para aquisição de veículos, cujos dados começaram a ser divulgados pelo Banco Central em junho de 2000, isto não foi possível.

Primeiramente, a fim de se expurgar efeitos inflacionários, os preços dos veículos, o PIB e o volume de crédito disponível foram deflacionados, usando o índice de preços IPC-BR, publicado pela FGV. Este índice foi considerado apropriado por registrar a percepção observada pelo consumidor, na variação dos preços em geral.

Em seguida, procurou-se filtrar efeitos puramente sazonais na demanda por veículos. Cabe notar – apenas para citar alguns exemplos – que é comum se verificar um aumento na venda de veículos, no final do ano, estimulada pelo recebimento do décimo terceiro, enquanto, em fevereiro, a demanda costuma

cair, por ser um mês com menos dias úteis.⁹ Assim, todas as séries foram dessazonalizadas, utilizando-se o método X-12 Arima, desenvolvido pelo Censo norte-americano.

Por fim, sendo um dos objetivos desse estudo o cálculo de elasticidades (do preço, da renda e do crédito em relação à demanda por veículos), foi calculado o logaritmo das séries.

A Tabela 5 apresenta de forma resumida a descrição das variáveis utilizadas.

Tabela 5: Definição das séries utilizadas

Série	Descrição
LN_PREÇO	logaritmo neperiano dos valores mensais ajustados do índice de preço do automóvel novo
LN_PIB	logaritmo neperiano dos valores mensais ajustados do PIB
LN_CRED	logaritmo neperiano dos valores mensais ajustados do crédito para aquisição de veículos por pessoas físicas
LN_LICENC	logaritmo neperiano dos valores mensais ajustados do número de licenciamentos de veículos leves

Obs.: o termo ajustado refere-se ao tratamento prévio dispensado aos dados: no caso de *LN_PREÇO*, *LN_PIB* e *LN_CRED*, foram deflacionados e dessazonalizados e, no caso de *LN_LICENC*, foram apenas dessazonalizados.

4.1. Evolução no Tempo

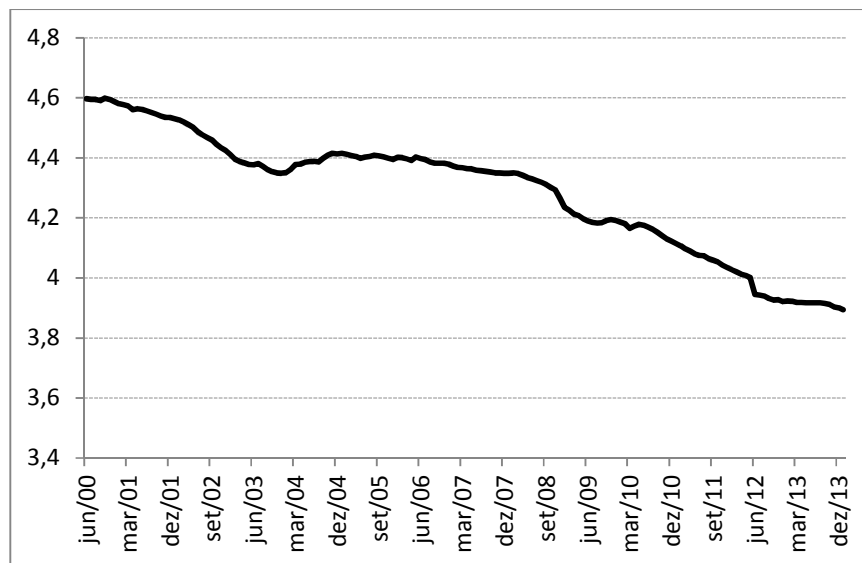
Na sequência, mostra-se como se comportaram as variáveis analisadas, no período de junho de 2000 a janeiro de 2014.

4.1.1. Preço do Veículo Novo

A Figura 4 apresenta a evolução da série *LN_PREÇO*, ou seja, do logaritmo do índice de preço (ajustado) do automóvel novo:

⁹ Além de fevereiro ter apenas 28 dias corridos, frequentemente o carnaval cai em fevereiro, o que acaba comprometendo a venda de veículos nesse mês.

Figura 4: Logaritmo do índice de preço (ajustado) do automóvel novo



Fonte: IBGE

Ao longo do período analisado, observou-se uma tendência de queda do preço do automóvel novo deflacionado e dessazonalizado. Em termos reais, o preço de um veículo novo, em janeiro de 2014, caiu para a metade do valor cobrado em junho de 2000. Esse fato chama a atenção, dado que: a inflação no período, segundo o IPC-BR, foi de 129,2%; houve uma forte escalada de preços de outros bens (como, por exemplo, os imóveis); e os carros tornaram-se mais equipados, mais seguros e mais eficientes, através da incorporação de novas tecnologias, por pressão da concorrência (inclusive dos veículos importados), do Governo e de um mercado consumidor mais exigente.

Dentre as possíveis razões para a retração dos preços, em termos reais, destacam-se:

- O mercado automotivo era muito concentrado nas mãos das montadoras Fiat, Volkswagen, General Motors e Ford. Com a vinda de novas montadoras para o país, todas as empresas tiveram de se tornar mais competitivas. A redução de custos de produção, através de processos mais eficientes, e a competição por preço, para atrair os consumidores, ajudam a explicar a tendência de queda evidenciada na Figura 4. Por outro lado, o ganho de escala, em função do aumento do número de

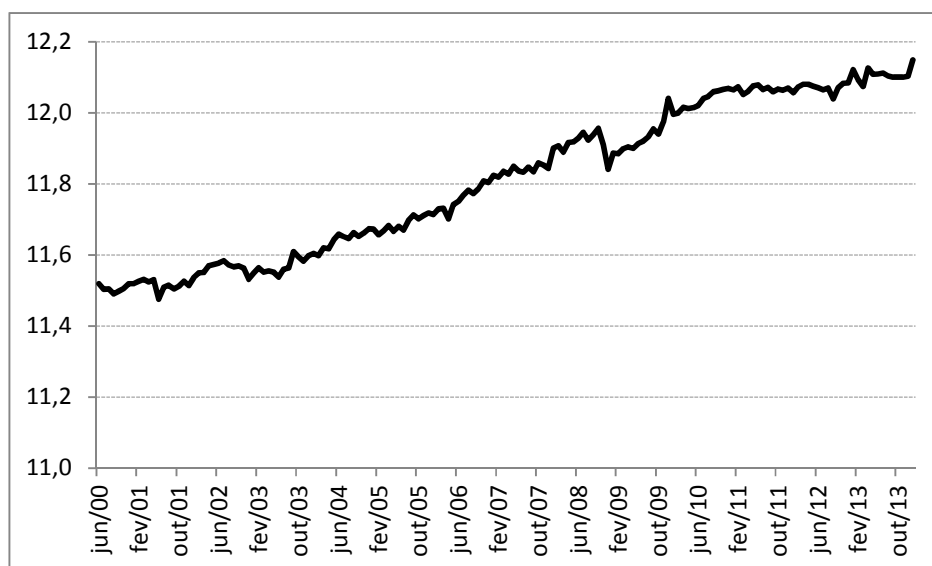
novos licenciamentos compensou, em parte, os descontos oferecidos nos veículos vendidos.

- A redução da alíquota do IPI na venda de veículos novos, estratégia utilizada pelo Governo para estimular a economia brasileira, a partir de 2009, proporcionou às montadoras margem para repassar aos consumidores um desconto no preço dos automóveis.

4.1.2. Renda da População

A Figura 5 apresenta a evolução da série *LN_PIB*, isto é, do logaritmo do PIB brasileiro deflacionado e dessazonalizado:

Figura 5: Logaritmo do PIB ajustado



Fonte: Banco Central do Brasil

Apesar de alguma volatilidade mensal, a economia brasileira vivenciou uma tendência clara de crescimento. Neste período, o Brasil destacou-se como um país emergente, passou a atrair mais recursos externos e as empresas investiram em ampliação de suas capacidades produtivas, gerando emprego. Por sua vez, com a redução do nível de desemprego, houve um aumento da renda das pessoas, o que proporcionou um novo estímulo à economia, por meio do consumo, inclusive o de carros.

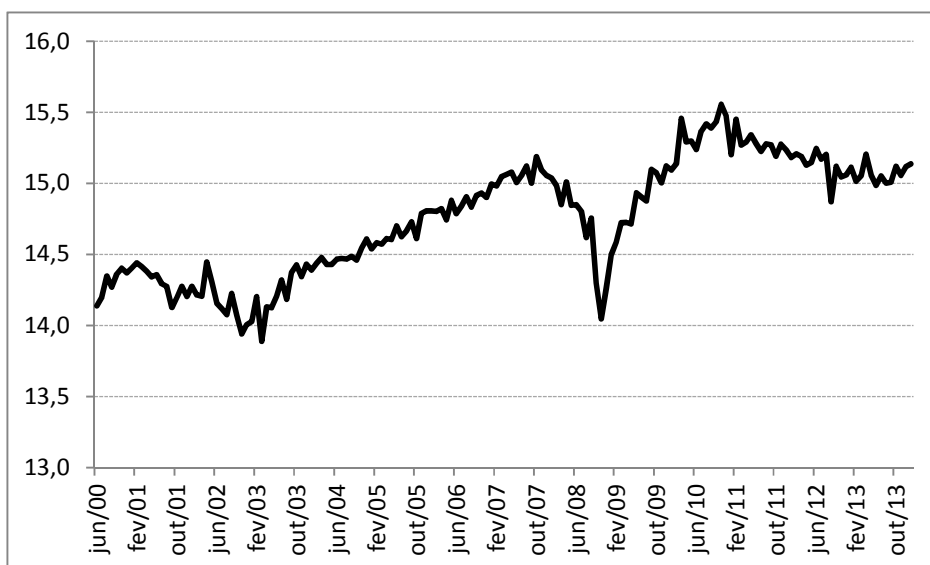
No entanto, com baixa produtividade, alta carga tributária e alto custo de produção, a indústria brasileira tem, atualmente, dificuldade de manter o elevado ritmo de crescimento observado de 2007 a 2010 (exceção seja feita ao ano de 2009, ano em que o país sofreu, ainda que menos que outros países desenvolvidos, com a crise econômica mundial). Com o enfraquecimento das contas públicas, o maior endividamento da população e o aumento da inflação, a economia brasileira atravessou um período de baixo crescimento a partir de 2011.

4.1.3. Crédito Disponível

Outra forma de se evidenciar a importância da indústria automobilística na economia é através do volume de crédito destinado à compra de veículos. Para se ter uma ideia, em dezembro de 2013, de acordo com a ANEF (2013), o saldo de crédito associado à aquisição de veículos pelas pessoas físicas e jurídicas, nele incluídas as operações de arrendamento mercantil (leasing) e financiamento CDC (Crédito Direto ao Consumidor), era de R\$ 228,6 bilhões, cifra que representava 8,4% do saldo total do crédito bancário brasileiro (e 4,8% do PIB).

A Figura 6 apresenta a evolução da série *LN_CRED*, ou seja, do logaritmo do crédito (em R\$ mil) concedido, mensalmente, a pessoas físicas (PF), por meio de financiamento CDC, para a aquisição de veículos, após ser deflacionado e dessazonalizado.

Figura 6: Logaritmo do crédito (ajustado) para aquisição de veículos – PF



Fonte: Banco Central do Brasil

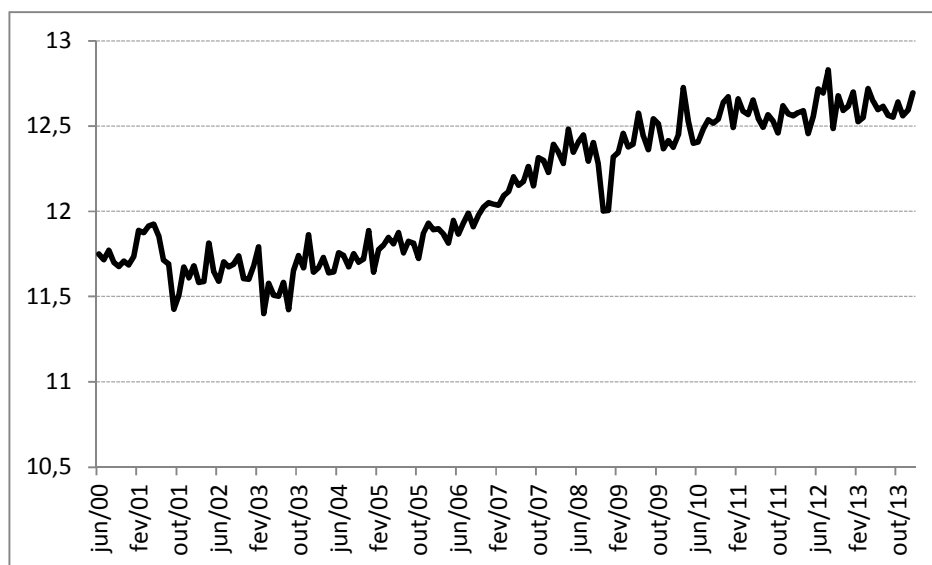
Com uma maior estabilidade na economia, a população brasileira sentiu-se mais segura para tomar financiamento; analogamente, as instituições financeiras tornaram-se mais confiantes em conceder crédito. Esta conjuntura ocasionou um forte avanço no volume de recursos destinado ao financiamento de veículos, ao longo do período analisado.

De qualquer forma, cabe notar que houve uma redução drástica no crédito em 2008, devido à crise financeira mundial; no entanto, esta foi seguida por uma forte recuperação, capitaneada por incentivos governamentais para a recuperação da economia, alcançando um pico em 2010, ano em que o PIB cresceu 7,5%. Com uma desaceleração da economia brasileira, a concessão de crédito retraiu ligeiramente nos anos seguintes, mas ainda está em um nível historicamente alto.

4.1.4. Demanda por Veículos Leves

A Figura 7 apresenta a evolução mensal de *LN_LICENC*, ou seja, do logaritmo do número (após ser dessazonalizado) de licenciamentos de veículos leves no Brasil.

Figura 7: Logaritmo do número (ajustado) de licenciamentos de veículos leves



Fonte: ANFAVEA

Após um crescimento inicial, a demanda por veículos leves caiu em 2001 e se manteve relativamente baixa, até que, especialmente a partir de 2005, verificou-se uma forte tendência de crescimento, entremeada por alguns soluços, onde se destaca o ocorrido no final de 2008, devido à crise financeira que assolou o mundo nessa época. Por fim, em 2013, encerrou-se um período de 10 anos de crescimento na venda de veículos.

4.2. Propriedades Estatísticas

É pertinente explorar algumas propriedades estatísticas dessas variáveis, em particular no que diz respeito a sua ordem de integração.

Para isso, foram executados testes ADF (Augmented Dickey Fuller) de raiz unitária para as séries utilizadas, primeiro em nível, e, em seguida, em diferença. Com base em uma pré-análise gráfica, os testes em nível consideraram a existência de tendência e intercepto, enquanto os testes em diferença assumiram que as séries tinham apenas intercepto.

Cabe comentar que, ainda que os resultados obtidos sejam apresentados para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, se convencionou adotar, no decorrer deste trabalho, o nível de significância de 5% como padrão.

4.2.1. Teste ADF de Raiz Unitária

Seja y a variável de interesse, t um índice referente ao tempo, β um coeficiente que relaciona a variável de interesse com o seu lag e e_t o termo de resíduo, uma série AR(1) simples é do tipo:

$$y_t = \beta y_{t-1} + e_t. \quad (7)$$

Seja $\Delta(y_t)$ a diferença entre y_t e y_{t-1} e ρ um parâmetro equivalente ao coeficiente β menos 1 unidade, esta equação pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta(y_t) = (\beta - 1)y_{t-1} + e_t = \rho y_{t-1} + e_t. \quad (8)$$

De um modo mais genérico, pode-se escrever a equação acima, acrescentando o intercepto e uma tendência linear determinística, da seguinte forma.

$$\Delta(y_t) = a_0 + a_1 t + \rho y_{t-1} + e_t. \quad (9)$$

Para verificar a existência de raiz unitária, o teste de Dickey-Fuller avalia, na equação anterior, se $\rho = 0$.

Por sua vez, o teste ADF é uma versão estendida do teste de Dickey-Fuller:

$$\Delta(y_t) = a_0 + a_1 t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} [\delta_i \Delta(y_{t-i})] + e_t. \quad (10)$$

As hipóteses avaliadas são as seguintes:

H_0 : série possui raiz unitária ($\rho = 0$), ou seja, não é estacionária

H_1 : série não possui raiz unitária ($\rho \neq 0$), ou seja, é estacionária

Uma vez realizado o teste ADF nas séries em nível e 1ª diferença, obtiveram-se as estatísticas de teste sintetizadas na Tabela 6:

Tabela 6: Resultados do teste ADF de raiz unitária

Série	Nível	1ª Diferença
<i>LN_PREÇO</i>	-0,908 [1]	-8,419* [0]
<i>LN_PIB</i>	-2,477 [3]	-12,833* [1]
<i>LN_CRED</i>	-2,376 [1]	-17,536* [0]
<i>LN_LICENC</i>	-3,069 [2]	-9,277* [3]

[n] indica o número de lags, escolhido de modo a minimizar o critério de informação de Schwartz.

Os caracteres *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula de que a série possui raiz unitária, com níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente, enquanto a ausência de asterisco indica a não rejeição da hipótese nula.

Verificou-se que, com nível de significância de 5%:

- (i) não foi possível rejeitar, para as quatro séries em nível, a hipótese nula de que existe raiz unitária. Portanto, concluiu-se que todas as quatro séries são não estacionárias em nível.; e
- (ii) rejeitou-se, para as quatro séries em 1ª diferença, a hipótese nula de existência de raiz unitária. Assim, concluiu-se que as quatro séries são estacionárias em 1ª diferença.

Em suma, de acordo com o teste ADF, concluiu-se que o licenciamento de veículos leves, o preço dos automóveis novos, o crédito para pessoas físicas na aquisição de veículos e o PIB são $I(1)$, isto é, integradas de ordem 1, com nível de significância de 5%.

5. Resultados do Modelo

5.1. Teste de Cointegração de Johansen

Sendo as quatro séries $I(1)$, um tratamento econométrico consistente pode ser realizado se elas forem cointegradas. Assim, o próximo passo foi verificar a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis. Para isto, foram colocados em prática três testes de cointegração, a começar pelo de Johansen.

Conforme será esclarecido na sequência, este é um teste mais completo que o de Engle-Granger, descrito no início desta dissertação. É, particularmente, mais apropriado quando há muitas variáveis no sistema.

Pode-se mostrar que, quando há n séries $I(1)$, podem existir até $n-1$ combinações linearmente independentes, que sejam $I(0)$; ademais, qualquer combinação dessas relações será também $I(0)$.

Assim, na presença de mais de uma relação de cointegração, não se define um único vetor, mas sim um espaço de cointegração, determinado pelos vetores de cointegração linearmente independentes. Em outras palavras, neste caso há mais de uma relação de equilíbrio governando o comportamento de longo prazo das n variáveis.

De fato, o tratamento de um modelo com múltiplas variáveis torna-se mais complexo. Uma das iniciativas para melhor manipulá-lo é definir o sistema na sua forma matricial. Assim, é usual escrevê-lo como um Vetor Autoregressivo (VAR). Por exemplo, pode-se escrever um modelo $VAR(p)$, da seguinte forma, onde Y_t é um vetor que congrega todas as séries, t indica o instante de tempo, p se refere ao número de *lags*, δ é o vetor de interceptos, e_t é o vetor de erros e θ_i é uma matriz $n \times n$ de coeficientes:

$$Y_t = \delta + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + e_t. \quad (11)$$

Quando as n séries $I(1)$ são cointegradas, podem existir r vetores linearmente independentes de cointegração ($r \leq n - 1$), tais que βY_t é $I(0)$. Nesta hipótese, após algum algebrismo, pode-se descrever o sistema da seguinte maneira:

$$\Delta(Y_t) = \delta + \tau_1 \Delta(Y_{t-1}) + \dots + \tau_{p-1} \Delta(Y_{t-p+1}) + \pi Y_{t-1} + e_t. \quad (12)$$

É pertinente chamar atenção à matriz π , que caracteriza a dinâmica de longo prazo do sistema. Seu posto indica o número de relações de cointegração linearmente independentes existentes no modelo. Além disso, substituindo π por $\gamma\beta$, pode-se reescrever o sistema na forma conhecida como Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM):

$$\Delta(Y_t) = \delta + \tau_1 \Delta(Y_{t-1}) + \dots + \tau_{p-1} \Delta(Y_{t-p+1}) + \gamma\beta Y_{t-1} + e_t. \quad (13)$$

O VECM, que é um VAR mais completo, apropriado para tratar séries cointegradas, incorpora, de forma elegante, as dinâmicas de curto e longo prazo. Em resposta aos r desvios do equilíbrio ($Y_t - \delta - \gamma\beta Y_{t-1}$), ocorrem ajustes no curto prazo, que visam levar o sistema de volta a seu equilíbrio.

O método de cointegração de Johansen, ao contrário do proposto por Engle e Granger, é capaz de:

- (i) identificar a existência de mais que uma relação de cointegração,
- (ii) lidar com o problema da endogeneidade das variáveis: o sistema é enunciado com uma equação para cada variável no modelo, cada uma delas com uma variável distinta como regressando no lado esquerdo da equação, o que permite compreender melhor a relação de causalidade entre as séries;
- (iii) fornecer, como resultado, não só as relações de cointegração, mas também o VECM, ou seja, estima também a dinâmica de curto prazo.

Johansen propôs dois métodos para se avaliar o número de relações de cointegração existentes no modelo: um se baseia no traço e o outro no máximo autovalor. Examinam-se, para $i = 0$ até $i = n - 1$, as seguintes hipóteses:

- Teste do traço
 - H_0 : posto $r \leq i$
 - H_1 : posto $r > i$

- Teste do máximo autovalor

- H_0 : posto $r \leq i$
- H_1 : posto $r = i+1$

Ambos são métodos crescentes: no primeiro teste, é avaliada a rejeição ou não da hipótese nula de inexistência de cointegração (posto ≤ 0). Se não houver rejeição, conclui-se que as séries não são cointegradas. No entanto, caso contrário, em um passo seguinte, é avaliada a hipótese nula de existência de no máximo uma relação de cointegração. A não rejeição de H_0 , a princípio, indicaria que há zero ou uma relação de cointegração, no entanto, de posse do resultado do teste anterior, descarta-se a opção de nenhuma cointegração. Por outro lado, se houver rejeição de H_0 , continua-se o procedimento com a avaliação de um novo teste, até se realizar um máximo de n testes.

São apresentadas na Tabela 7 as estatísticas de teste obtidas nos dois métodos.¹⁰

Tabela 7: Resultados do teste de cointegração de Johansen

Nº de Relações (r) de Cointegração	Traço	Máximo Autovalor
Nenhuma	33,512	18,153
$r \leq 1$	15,359	9,984
$r \leq 2$	5,374	5,195
$r \leq 3$	0,179	0,179

Os caracteres *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula, com níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente, enquanto a ausência de asterisco indica a não rejeição da hipótese nula.

De acordo com o teste de cointegração de Johansen, conclui-se que não existe qualquer relação de cointegração entre as séries.

No entanto, aconteceram, ao longo do período analisado, alguns fatos marcantes, tais como a eleição de um presidente de esquerda cujo histórico gerou muita incerteza sobre a futura condução de seu mandato, a eclosão de uma grave crise econômica mundial e a participação ativa do Governo na

¹⁰ O teste de Johansen foi executado com a presença de 3 lags em cada variável, quantidade esta escolhida por fornecer o menor valor para o critério Akaike de informação.

economia, através da edição de medidas anticíclicas, que afetaram incisivamente o mercado automotivo. Tantas mudanças podem ter ocasionado quebras estruturais nas séries envolvidas ou na sua relação de longo prazo.

Neste ponto, é pertinente lembrar que testes padrão de cointegração, como é o caso do teste de Johansen (e o de Engle e Granger), não levam em consideração a possibilidade de existência de quebras estruturais (nem nos vetores de cointegração nem nas próprias séries), o que pode viesar seus resultados.

Assim, quebras estruturais nos vetores de cointegração tendem a provocar, nos testes convencionais de cointegração, uma aceitação excessiva da hipótese nula [ver, por exemplo, Pinheiro (2011)], o que pode levar a uma conclusão equivocada de inexistência de cointegração. Por outro lado, a presença de quebras estruturais nas séries pode ocasionar uma rejeição indevida da hipótese nula [ver, por exemplo, Leybourne & Newbold (2003)] e, assim, indicar que existe cointegração quando não há.

Para tratar essa questão, foram realizados, na sequência, os testes de cointegração de Cook e Vougas (2007) e de Arranz e Escribano (2000). O primeiro é robusto à presença de quebras estruturais nas séries, contornando, deste modo, o problema de rejeição espúria dos testes tradicionais. Já o segundo teste é robusto a quebras no vetor de cointegração.

No entanto, ambos os testes também apresentam alguns pontos negativos: são capazes de identificar apenas uma relação de cointegração, não lidam com o problema da endogeneidade das variáveis e não estimam o relacionamento de curto prazo no sistema.

5.2. Teste de Cointegração de Cook e Vougas

Conforme explicado anteriormente, Engle e Granger propuseram um método para testar a cointegração, por meio de uma abordagem de estimação por mínimos quadrados em dois passos. Primeiro se estima uma relação de cointegração entre as séries. E depois se verifica, usando o teste de Dickey-

Fuller (ou ADF), se o resíduo da equação de cointegração é estacionário, caso em que há cointegração, ou se ele possui raiz unitária, caso em que não há.

Park & Fuller (1995) mostraram que o uso da técnica de estimação simetricamente ponderada pode fornecer maior potência ao teste de raiz unitária. Por sua vez, Cook e Vougas usam o mesmo conceito em um teste de cointegração, ou seja, aplicam a técnica de estimação simetricamente ponderada no resíduo da equação de longo prazo.

Assim, para realizar o teste de Cook e Vougas, inicialmente se executou o 1º passo do teste de Engle e Granger, isto é, estimar a relação de cointegração:

$$LN_LICENC_t = a + \beta LN_PREÇO_t + c LN_PIB_t + d LN_CRED_t + e_t$$

Em seguida, avaliou-se a estatística τ^{ws} , com a técnica de estimação simetricamente ponderada:

$$\tau^{ws} = \sigma_{ws}^{-1}(\hat{\rho}_{ws} - 1) \left(\sum_{t=2}^{T-1} \hat{e}_t^2 + T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (14)$$

em que:

$$\hat{\rho}_{ws} = \left(\sum_{t=2}^{T-1} \hat{e}_t^2 + T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \right)^{-1} \sum_{t=2}^{T-1} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}, \quad (15)$$

$$\sigma_{ws}^2 = (T - 2)^{-1} \left(T^{-1}(T - 1) \sum_{t=2}^{T-1} \hat{e}_t^2 + \hat{\rho}_{ws} \sum_{t=2}^{T-1} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1} \right). \quad (16)$$

Uma vez efetuados os cálculos, considerando-se as 164 observações, encontrou-se τ^{ws} igual a -3,584. Comparando este número com os valores críticos para τ^{ws} expostos na Tabela 8, rejeitou-se a hipótese nula de inexistência de cointegração.

Tabela 8: Valores críticos de τ^{ws} no modelo com intercepto e sem tendência

Nº de Observações	$\alpha = 5\%$
100	-3,275
200	-3,263

Fonte: Cook e Vougas (2008)

Assim, de acordo com o teste de Cook e Vougas, um teste robusto a quebras estruturais nas variáveis que compõem o vetor de cointegração, concluiu-se, com nível de significância de 5%, que há cointegração entre as séries.

5.3. Teste de Cointegração de Arranz e Escribano

Em seguida, foi realizado o teste proposto por Arranz e Escribano (2000), que seguiram implicações propostas por Toda e Yamamoto (1995) e por Dolado e Lutkepohl (1996). Esse teste é capaz de avaliar a existência de cointegração, de uma maneira robusta à ocorrência de quebras estruturais no relacionamento de curto e longo prazo entre as variáveis.

Inicialmente, estimou-se o resíduo e_t na relação de cointegração:

$$LN_LICENC_t = a + \beta LN_PREÇO_t + c LN_PIB_t + d LN_CRED_t + e_t. \quad (17)$$

O passo seguinte foi realizar a seguinte regressão, que é uma extensão do modelo VECM, acrescentando o termo θe_{t-2} , onde θ é um parâmetro e e_{t-2} é o resíduo da relação de cointegração com dois períodos de defasagem:

$$\begin{aligned} \Delta(LN_LICENC_t) = & \\ a_0 + \sum_{i=0}^p [\delta_i \Delta(LN_PREÇO_{t-i})] + & \\ \sum_{i=0}^q [\gamma_i \Delta(LN_PIB_{t-i})] + \sum_{i=0}^r [\rho_i \Delta(LN_CRED_{t-i})] + \varepsilon e_{t-1} + \theta e_{t-2}. & \end{aligned} \quad (18)$$

Vale recapitular que o termo εe_{t-1} (onde ε é um parâmetro e e_{t-1} é o resíduo da relação de cointegração defasado de um período) já fazia parte do modelo VECM padrão. Intuitivamente, Arranz e Escribano (2000) propõem testar se, após a inclusão de θe_{t-2} , o termo εe_{t-1} permanece significativo no modelo VECM estendido. Caso positivo, existe cointegração entre as variáveis; por outro

lado, caso negativo, não há esta relação. Assim, pode-se enunciar as seguintes hipóteses:

H_0 : séries não cointegram ($\varepsilon = 0$)

H_1 : séries cointegram ($\varepsilon \neq 0$)

Inicialmente, para se especificar o modelo, foi feito um programa para se escolher o número de lags a ser utilizado em cada uma das séries explicativas. Através da avaliação do critério de informação de Schwarz (o mesmo utilizado no artigo de Arranz e Escribano (2000)), verificou-se que a escolha ótima era nenhum lag nas três variáveis, referentes, respectivamente, ao preço do automóvel novo, ao PIB e ao crédito para pessoas físicas na aquisição de veículos.

Assim, foi analisada a regressão com nenhuma defasagem:

$$\Delta(LN_LICENC_t) = a_0 + \delta\Delta(LN_PREÇO_t) + \gamma\Delta(LN_PIB_t) + \rho\Delta(LN_CRED_t) + \varepsilon_{et-1} + \theta\varepsilon_{et-2}. \quad (19)$$

Na Tabela 9, apresentam-se os coeficientes obtidos.

Tabela 9: Resultado do teste de cointegração de Arranz e Escribano

Termo	Coeficiente Estimado
a_0	-0,014***
$\Delta(LN_PREÇO_t)$	-2,265***
$\Delta(LN_PIB_t)$	1,484***
$\Delta(LN_CRED_t)$	0,650***
e_{t-1}	-0,178**
e_{t-2}	0,026

Os caracteres *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula do coeficiente valer zero, com níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente, enquanto a ausência de asterisco indica a não rejeição da hipótese nula.

Arranz e Escribano mostraram que, quando há quebra estrutural no período e a amostra é suficientemente grande (mais de 100 observações, como é o caso), o coeficiente ε no termo e_{t-1} segue uma distribuição normal. A estatística

de teste neste termo foi -2,470. Comparando-se com o valor crítico da distribuição normal, rejeita-se, com nível de significância de 5%, a hipótese nula de que o coeficiente ε é igual a zero.

Assim, de acordo com o teste de Arranz e Escribano, conclui-se, com nível de significância de 5%, que as séries cointegram.

5.4. Teste de Bai e Perron: Identificação de Quebras Estruturais

Os testes robustos a quebras estruturais concluíram que há cointegração, ao contrário do que indicara o teste de Johansen. Há, portanto, fortes indícios de existência de quebras no vetor de cointegração. Para se verificar isto, será realizado o teste sequencial de Bai e Perron.

A literatura científica empregando modelos de regressão com quebras estruturais cresceu bastante desde que Chow (1960) testou a existência de uma única quebra estrutural, em uma data previamente conhecida. Para se relaxar a necessidade de se conhecer *a priori* a data da quebra, Quandt (1960) alterou o teste de Chow: procurando pela estatística F de maior valor dentre todas as possíveis datas de quebras, o método é capaz de escolher a data mais provável para a quebra.

Bai e Perron (1998 e 2003) estenderam a metodologia de Quandt, permitindo múltiplas quebras desconhecidas, estimadas endogenamente. Seja um modelo genérico, na forma vetorial, com parâmetros que variam ao longo do tempo e outros que não mudam. Pode-se enunciá-lo da seguinte forma:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_j. \quad (20)$$

Os coeficientes das variáveis do tipo x não variam entre as quebras, enquanto os parâmetros das séries do tipo z são específicos de cada subperíodo j de 1 até $m+1$, onde m é o número de quebras e $m+1$ é o número de subperíodos.

Bai e Perron (1998) descreveram técnicas de otimização globais para se identificar uma quantidade qualquer m de quebras. Se m é conhecido, pode-se

estimar o conjunto de quebras e os coeficientes correspondentes, de forma global, conforme demonstrado a seguir:

Sejam T_1, \dots, T_m datas de quebras que dividem o período analisado em $m+1$ partições. Pode-se calcular os valores de β e δ que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos:

$$S_m(T_1, \dots, T_m) = \sum_{j=1}^{m+1} \left\{ \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} [y_t - x'_t \beta - z'_t \delta_j]^2 \right\}. \quad (21)$$

As datas estimadas para as quebras $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m$ serão aquelas, dentre todas as possíveis alocações de T_1, \dots, T_m que minimizarem o valor de $S_m(T_1, \dots, T_m)$, ou seja:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \operatorname{argmin}_{(T_1, \dots, T_m)} S_m(T_1, \dots, T_m). \quad (22)$$

No entanto, no caso mais geral em que m não é conhecido, pode-se especificar um limite superior L_{max} para o número de quebras e, após a realização de testes apropriados, identificar a quantidade ótima de quebras. Para isso, Bai e Perron (1998) propuseram estimar o número de quebras, através da avaliação, passo a passo, da hipótese nula de l quebras globalmente estimadas contra a alternativa de $l+1$ quebras sequencialmente determinadas.

Neste ponto, cabe explicar como se encontra uma quebra, de forma sequencial, a partir do conhecimento de l quebras $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l$ previamente determinadas. Uma forma computacionalmente simples de se verificar a existência de uma nova quebra é testar, em cada um dos $l+1$ subperíodos (delimitados pelas l quebras), a hipótese nula de nenhuma quebra contra a alternativa de uma única quebra. Rejeita-se a hipótese nula em favor de um modelo com $l+1$ quebras nos instantes $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1}$ se a soma dos quadrados dos resíduos com as $l+1$ quebras que minimizam o valor de $S_{l+1}(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1})$, for suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos com l quebras, dada por $S_l(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l)$.

Para se finalizar, executa-se ainda um refinamento, de forma a se compatibilizar a distribuição de probabilidade dos métodos global e sequencial. Sejam $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1}$ as $l+1$ quebras encontradas. É necessário realizar uma segunda etapa, calculando datas de quebras ajustadas, através da estimação de uma quebra em cada um dos subperíodos delimitados por $\hat{T}_{i-1} + 1$ e \hat{T}_{i+1} (com i variando de 1 até $l+1$).¹¹

Assim, para se realizar o teste de l quebras globalmente estimadas contra a alternativa de $l+1$ quebras sequencialmente determinadas, primeiro se testa a hipótese H_0 de nenhuma quebra contra uma quebra sequencialmente determinada. Caso não se rejeite H_0 , conclui-se que não há quebra estrutural no modelo. Caso contrário, existe pelo menos uma quebra. Então se testa a hipótese H_0 de uma quebra globalmente estimada contra a alternativa de duas quebras sequencialmente determinadas. Caso não se rejeite H_0 , conclui-se que há somente uma quebra estrutural no modelo. Caso contrário, existem pelo menos duas quebras. Repete-se o procedimento até não se rejeitar H_0 (ou até se testar o limite máximo L_{max} de quebras).

Uma vez encontradas as quebras, cabe comentar que os valores $\hat{\beta}$ e $\hat{\delta}$ obtidos nesta configuração são os coeficientes estimados para as variáveis do modelo.

Colocando-se em prática o teste de l quebras globalmente estimadas contra a alternativa de $l+1$ quebras sequencialmente determinadas, foram identificadas três quebras no modelo, conforme mostra a Tabela 10:

Tabela 10: Resultado do teste de Bai e Perron para o número de quebras

$H_0 \times H_1$	Estatística-F de Teste Escalonada
0 x 1	38,397**
1 x 2	35,052**
2 x 3	27,891**
3 x 4	17,038

O caractere ** indica rejeição da hipótese nula de l quebras contra $l+1$ quebras, com nível de significância de 5%, enquanto a ausência de asterisco indica a não rejeição da hipótese nula.

¹¹ Note que, em um modelo com $l+1$ quebras, $\hat{T}_0 = 0$ e $\hat{T}_{l+2} = T$.

Foram rejeitadas, sucessivamente, com nível de significância de 5%, as hipóteses de zero (contra uma), uma (contra duas) e duas (contra três) quebras, no entanto, não se rejeitou a hipótese de três quebras (contra quatro). Vale salientar que, nos testes de hipótese, a estatística F escalonada foi comparada com os valores críticos expostos no artigo de Kejriwal e Perron (2010), que são mais adequados para o teste de sistemas cointegrados.¹²

Na Tabela 11, são apresentadas as datas estimadas para as quebras, que dividem o período analisado em quatro intervalos menores. Adicionalmente, a Tabela 11 discrimina os valores calculados para os coeficientes das variáveis do modelo. Obteve-se, portanto, o vetor de cointegração válido em cada um dos subperíodos, o qual demonstra a influência do preço do automóvel novo, do PIB e do crédito para aquisição de veículos no número de licenciamentos.

Para maior clareza, é reproduzida, a seguir, a relação de cointegração. Como as séries foram convenientemente definidas em log, os coeficientes β , c e d representam, respectivamente, a elasticidade-preço, a elasticidade-renda e a elasticidade-crédito da demanda por veículos leves.

$$LN_LICENC_t = a + \beta LN_PREÇO_t + c LN_PIB_t + d LN_CRED_t + e_t. \quad (23)$$

Ademais, para efeito de comparação, foi inserida na Tabela 11 uma coluna com dados referentes a todo o período analisado, ou seja, sem levar em consideração a existência de quebras estruturais.

Tabela 11: Estimação das quebras e dos parâmetros no modelo

	Todo o período	1º subperíodo	2º subperíodo	3º subperíodo	4º subperíodo
Intervalo	06/2000 a 01/2014	06/2000 a 02/2003	03/2003 a 04/2007	05/2007 a 10/2009	11/2009 a 01/2014
Meses	164	33	50	30	51
Constante (a)	-9,471*	5,165	4,903	-17,038*	17,989*
Elasticidade-Preço (β)	0,090	-0,562	-0,903**	-0,693	-1,292*
Elasticidade-Renda (c)	1,633*	-0,018	0,246	2,319*	-0,830
Elasticidade-Crédito (d)	0,130*	0,652**	0,547*	0,321*	0,646*

Os caracteres *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula do coeficiente valer zero, com níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente, enquanto a ausência de asterisco indica a não rejeição da hipótese nula.

¹² Os valores críticos de Bai e Perron são mais adequados para o teste de sistemas com séries estacionárias.

5.5. Interpretação dos Resultados

Os trabalhos precedentes encontrados na literatura científica costumam ignorar a existência de quebras estruturais. Ao longo desta dissertação, mostrou-se que elas ocorreram. Uma vez obtidos os resultados, fica evidente que estes seriam sensivelmente distintos ao se desprezá-las.

Por exemplo, a elasticidade-crédito do período todo foi 60% inferior à menor elasticidade dentre os quatro subperíodos (e 76% menor que a elasticidade média dos quatro subperíodos). Outro fato interessante aconteceu com a elasticidade-preço. Neste caso, a diferença foi tão marcante que as elasticidades estimadas para os subperíodos e para o período todo apresentaram sinais opostos.¹³ Tendo em vista a existência de quebras estruturais, a interpretação dos resultados se concentrará naqueles obtidos ao se considerá-las.

Intuitivamente, se espera que a elasticidade-renda e a elasticidade-crédito sejam positivas e que a elasticidade-preço seja negativa. Afinal, quanto maior é a renda da população, mais se pode investir na aquisição de um carro e quanto maior é a disponibilidade de crédito ou quanto menor é o preço do automóvel, mais gente se sente apta a comprá-lo. Na Tabela 11, todas as elasticidades significativas a 5% corroboraram com este raciocínio intuitivo.

Por outro lado, dentre aquelas que não se mostraram significativas, algumas exibiram sinais questionáveis: foi o caso da elasticidade-renda nos primeiro e último subperíodos. Esta questão pode, naturalmente, ser relativizada. Afinal, pode-se mostrar que, nestes casos, os intervalos de confiança, com grau de confiança de 95%, abrangem também valores com os sinais esperados.

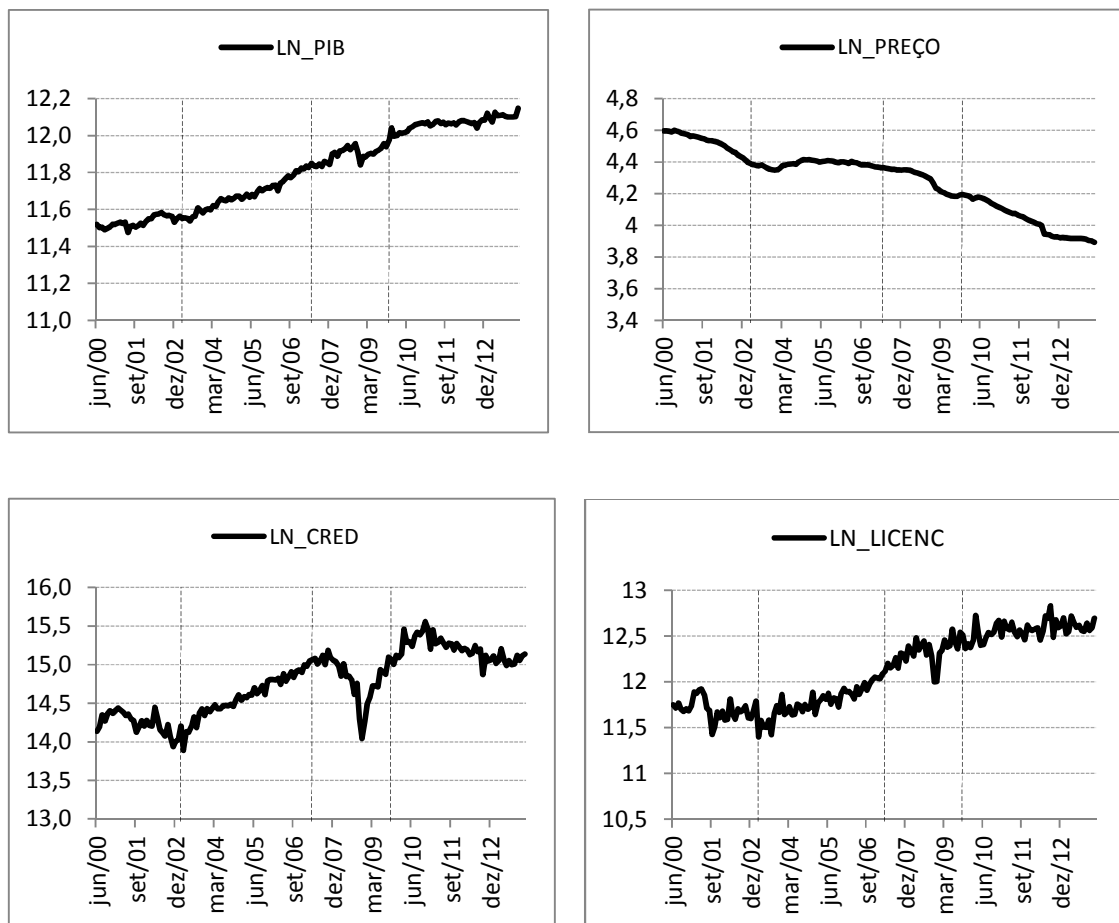
Dada a importância das variáveis escolhidas para o modelo, esperava-se que todas as elasticidades fossem sempre estatisticamente diferentes de zero. No entanto, apenas o crédito se provou relevante em todos os subperíodos. Em defesa da importância do preço, é pertinente comentar que o mesmo se mostrou explicativo para a demanda durante 101 dos 164 meses (nos 2º e 4º

¹³ O sinal positivo da elasticidade-preço, quando considerado todo o período, pode ser relativizado, uma vez que não é estatisticamente diferente de zero, com nível de significância de 5%.

subperíodos). Nos 1º e 3º subperíodos, seu nível de significância não atingiu os 5% padronizados, porém alcançou valores próximos, respectivamente, de 12,8% e 10,8%. Já a renda se mostrou menos explicativa: a elasticidade-renda foi significativa (com nível de significância de 5%) apenas nos 30 meses que se estenderam de mai/2007 a out/2009.

Na Figura 8, são reapresentados os gráficos das séries analisadas, agora, porém, destacando o momento das quebras. Eles tiveram de ser reduzidos para caber em uma mesma página, o que facilita a comparação visual.

Figura 8: Gráfico das séries com marcação das quebras



Fontes: IBGE, Banco Central do Brasil e ANFAVEA

A primeira quebra, no início de 2003, parece coincidir com o começo do mandato do Presidente Luiz Inácio Lula da Silva. É interessante observar que

Fauth et al. (2011) também identificaram a ocorrência de uma quebra nesta ocasião. No período em torno de sua eleição, posse e primeiros meses de gestão, o mercado temeu que houvesse uma mudança radical na forma com a qual o país vinha sendo governado. Entre outros temores, houve o receio de calote da dívida e perda da estabilidade econômica. Isto se refletiu em um acentuado aumento do risco soberano e na depreciação da moeda brasileira.

No entanto, em seguida, o mercado foi gradativamente se acalmando, ao ver que o Governo Lula estava determinado a manter a estabilidade econômica recém-alcançada. Registrou-se, a partir de então, um período de crescimento do PIB e da classe C, o crédito automotivo voltou a subir e as vendas de carros retomaram. Assim, o segundo subperíodo se estendeu ao longo do primeiro mandato de Lula.¹⁴

A segunda quebra parece estar relacionada com a recente crise financeira mundial. Esta começou a ser percebida em 2007 com a crise do *subprime* nos EUA e, em seguida, contagiou o resto do mundo, com a falência de importantes instituições de crédito. A quebra do quarto maior banco de investimento dos EUA, o Lehman Brothers, marcou, na segunda metade de 2008, o auge da crise, cujos efeitos se estenderam por muitos anos, particularmente nos países desenvolvidos (com destaque para a Europa). Já o Brasil se saiu relativamente melhor: aqui sequer houve recessão. No setor automotivo, após uma forte queda da demanda, no momento mais crítico da crise, houve uma rápida reação, por muitos atribuída à redução da alíquota do IPI de carros de até 2.000 cc.

A terceira quebra ocorreu no final de 2009, possivelmente retratando que, após um longo período de acentuado crescimento, o ritmo naturalmente diminuiria.

Não por acaso o crédito foi a variável que, em mais períodos, se mostrou explicativa da demanda por veículos. É fácil perceber, na Figura 8, que o gráfico do crédito foi aquele cujo comportamento mais se assemelhou ao do licenciamento: após uma oscilação inicial no primeiro período, cresceu

¹⁴ O primeiro mandato de Lula foi de 01/01/2003 a 31/12/2006. Em seguida, ele foi reeleito, governando novamente de 01/01/2007 a 31/12/2010.

aceleradamente, mas sentiu os efeitos da crise econômica mundial¹⁵, vivenciou uma retomada e depois retraiu (mais que o licenciamento).

A elasticidade-crédito foi sempre menor que um, ou seja, um aumento de 1% no crédito acarretou um crescimento de menor intensidade na demanda. Sobre este ponto, é pertinente lembrar, no entanto, que nem todos os consumidores financiam sua compra de veículos¹⁶. Assim, o efeito do crédito na demanda acaba tornando-se menor do que seria se todos preferissem adquirir veículos com financiamento.

O PIB se mostrou significativo durante o terceiro subperíodo, ou seja, no período pré-crise de 2008 em que a economia crescia fortemente, apesar dos sinais de debilidade no crédito, o licenciamento acompanhou o crescimento da economia (a cada 1% de aumento no PIB, a demanda crescia mais que o dobro). Com o estouro da crise, ambos caíram, em um primeiro momento, mas reagiram.

O preço se mostrou explicativo nos 2º e 4º subperíodos. Cabe destacar que, para estimular a economia, o Governo realizou recorrentemente, no quarto subperíodo¹⁷, a estratégia de reduzir o IPI dos carros novos, prometendo a recomposição gradual da alíquota. Esta atuação se mostrou, por muitas vezes, bem sucedida, alavancando a demanda. Assim, com nível de significância menor que 1%, estimou-se que, no quarto subperíodo, a cada 1% de redução no preço do veículo, a sua demanda aumentava em 1,3%.

¹⁵ Se tratando de uma crise nas instituições financeiras, seu efeito no crédito foi mais intenso e mais rapidamente percebido do que na demanda por veículos.

¹⁶ Para se ter uma ideia, em dezembro de 2013, de acordo com a ANEF (2013), 53% das compras foram realizadas mediante financiamento CDC.

¹⁷ A 1ª redução da alíquota do IPI do período pós-crise financeira ocorreu em janeiro de 2009, já na parte final do 3º subperíodo. Por não ter vigorado ao longo de todo o referido intervalo de tempo, não se pode concluir que seu efeito não foi significativo para a retomada das vendas.

6. Conclusões

Dada a importância do setor automotivo, vários estudos foram executados para tentar estimar relações de demanda automotiva características do mercado brasileiro. Muitos dos mais recentes [por exemplo, IPEA (2009), Alvarenga et al. (2010) e Fauth et al. (2011)] empregaram a teoria de cointegração para alcançar esse objetivo. Todavia, alguns eventos como transições governamentais e crises econômicas podem ser tão disruptivos que, dali em diante, se altera a forma com a qual a demanda se relaciona com as demais variáveis.

O teste de Johansen de cointegração indicou inexistência de cointegração entre as séries. No entanto, a ocorrência de quebras nas séries ou no vetor de cointegração pode viesar as estimativas de teste, induzindo o pesquisador a resultados espúrios.

Então foram realizados testes de cointegração robustos à existência de quebras estruturais (testes de Cook e Vougas e de Arranz e Escibano). Ambos confirmaram que as séries cointegram.

Em seguida, foram endogenamente estimadas, através do método proposto por Bai e Perron, três quebras, que dividiram o período de junho de 2000 a janeiro de 2014 em quatro subperíodos. A primeira quebra ocorreu junto à transição do Governo de Fernando Henrique Cardoso para o de Luiz Inácio Lula da Silva; a segunda quebra está associada à recente crise financeira mundial; e a terceira quebra sugere que o forte ritmo de crescimento da demanda observado por vários anos não poderia se sustentar indefinidamente sem passar por um período de ajuste.

Por fim, foi possível determinar um relacionamento entre as séries do modelo, em cada um dos subperíodos delimitados pelas quebras, que forneceu também as elasticidades do preço, da renda e do crédito em relação à demanda por veículos.

Uma das maiores contribuições deste trabalho foi expor a necessidade de se considerar, no modelo, a existência de quebras estruturais, uma característica

importante tradicionalmente negligenciada na literatura científica prévia. Este trabalho abre uma importante frente de pesquisa na área de demanda automotiva: espera contribuir para que se torne cada vez mais frequente a adoção de um instrumental estatístico mais robusto, que leve em conta a presença de quebras estruturais.

Alguns temas podem ser sugeridos para trabalhos futuros, dentre os quais se destaca o emprego de testes de cointegração que permitam identificar a presença de mais que uma relação de cointegração entre as variáveis e a estimação da dinâmica de curto prazo do modelo.

Referências

ALVARENGA, G. V., ALVES, P. F., SANTOS, C. F., DE NEGRI, F., CAVALCANTE, L. R., PASSOS, M. C., Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos, **Texto para Discussão IPEA**, n. 1.512, 2010.

Anuário da ANEF, 2013.

ARRANZ, M. A., ESCRIBANO, A. Cointegration testing under structural breaks: a robust extended error correction model, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, 2000.

BAI, J. e PERRON, P., Estimating and testing linear models with multiple structural changes, **Econometrica**, v. 66, p. 47–78, 1998.

_____, Critical values for multiple structural change tests, **Econometrics Journal**, v. 6, nº 1, p. 72-78, 2003.

BAUMGARTEN Jr., A. L., Demanda de automóveis no Brasil, **Revista Brasileira de Economia**, v. 26, nº 2, 1972.

BERRY, S., LEVINSOHN, J., PAKES, A., Automobile prices in market equilibrium, **Econometrica**, v. 63, n. 4, p. 841-890, 1995.

BRY, G.; BOSCHAN, C., Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs, **NBER Technical Paper**, n. 20, 1971.

COOK, S., VOUGAS, D., Examining the robustness of cointegration analysis under weighted symmetric estimation, **Applied Economics Letters**, v 14, p. 711-714, 2007.

_____, A weighted symmetric cointegration test, **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 78, n. 6, p. 559-565, 2008.

CHOW, G. C., "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", **Econometrica**, v. 28, p. 591–605, 1960.

DE NEGRI, J. A., Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil, **Texto para Discussão - IPEA**, n. 558, 1998.

DOLADO, J., LUTKEPOHL, H., Making Wald tests work for cointegrated VAR systems, **Econometrica Reviews**, v. 15, p. 369-386.

ENGLE, R. F. e Granger, C. W. J., "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing," **Econometrica**, v. 55, p. 251–276, 1987.

FAUTH, K. M., MORAIS, I. A. C., CLEZAR, R. V., O mercado de automóveis, ônibus e caminhões no Brasil, 1996-2008, **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia**, 2011.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N., The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration, **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 12, n. 4, p. 471-478, 1994.

IPEA, Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis, **Nota Técnica IPEA**, nº 15, 2009.

KEJRIWAL, M., PERRON, P., Testing for multiple structural changes in cointegrated regression models, **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 28, p. 503-522, 2010.

LEYBOURNE, S. J., NEWBOLD, P., Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks, **Applied Economics**, n. 35, P. 1117–1121.

PARK, H. & FULLER, W., Alternative estimators and unit root tests for the autoregressive process, **Journal of Time Series Analysis**, v. 16, p. 415-429, 1995.

PINHEIRO, M. C., Modelo de Cagan e quebras estruturais: evidências para o Brasil (1970-94), **Economia Aplicada**, n. 15, p. 151-176, 2011.

QUANDT, R., Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes, **Journal of the American Statistical Association**, v. 55, p. 324-330, 1960.

TODA, H. & YAMAMOTO, T., Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes, **Journal of Econometrics**, v. 66, p. 225-250, 1995.