**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Políticas públicas e os determinantes da demanda
por combustíveis leves no Brasil, 2003 - 2013**

Luciano Rodrigues

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Luciano Rodrigues
Engenheiro Agrônomo

**Políticas públicas e os determinantes da demanda
por combustíveis leves no Brasil, 2003 - 2013**

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientadora:
Profa. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Rodrigues, Luciano

Políticas públicas e os determinantes da demanda por combustíveis leves no Brasil,
2003 - 2013 / Luciano Rodrigues. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr
6018 de 2011. - - Piracicaba, 2015.

135 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Séries temporais 2. Políticas públicas 3. Demanda por combustíveis 4. Consumo
energético I. Título

CDD 338.476626
R696p

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, Aparecida e José Milton, que dignamente me apresentaram a importância da família e o caminho da honestidade e da persistência.

À minha irmã, Juliana, pelo eterno carinho e por ter trazido ao mundo o meu adorável sobrinho Lucas.

Ao meu cunhado, Edenilson, ao meu sogro, Fabio, e à minha sogra, Vera, reitero o meu profundo agradecimento pelo suporte nos momentos em que estive ausente.

À minha querida esposa Renata, pelo apoio incondicional em todos os momentos, principalmente nos de incerteza, muito comuns para quem tenta trilhar novos caminhos.

Às minhas amadas filhas, Livia e Isadora, fruto do amor mais intenso e verdadeiro, que mesmo antes de chegarem já encheram a minha vida de alegria e esperança.

Sem vocês nenhuma conquista valeria a pena.

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora, Profa. Mirian Bacchi, pela amizade, dedicação, ensinamentos e estímulo ao longo de todo o curso.

Ao Prof. Lucilio Alves e às Profas. Márcia Azanha, Elizabeth Farina e Nelly Figueiredo pelas importantes sugestões recebidas para o aprimoramento desta pesquisa.

Aos profissionais Antonio de Padua Rodrigues, Eduardo Leão, Elizabeth Farina e Marcos Jank, pelo apoio, pelo suporte e por permitirem que eu dedicasse tempo ao desenvolvimento deste estudo.

Aos demais amigos de trabalho, especialmente Celma Ramalho, Denise Rodrigues, Maria Pinheiro e Mariana Zechin, pela paciência, pelo estímulo e pelo empenho nos momentos em que estive ausente.

Aos Professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, pela contribuição à minha formação profissional.

Aos funcionários do LES, que sempre foram muito atenciosos.

À Ana Paula Ponchio, pela ajuda com a revisão do texto.

Aos colegas da pós-graduação e ao amigo Marcelo Justus, pelo impulso para enfrentar esse desafio.

Aos meus familiares e especialmente aos amigos de Piracicaba, pelo convívio e amparo nos momentos em que precisei.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE TABELAS	15
1 INTRODUÇÃO	19
2 O MERCADO BRASILEIRO DE COMBUSTÍVEIS LEVES.....	25
2.1 Breve histórico.....	25
2.2 Evolução recente da demanda e seus determinantes	30
3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	47
3.1 Estudos empíricos sobre a demanda por combustíveis leves no Brasil.....	47
3.2 Estudos empíricos sobre a demanda por combustíveis em outros países.....	51
4 METODOLOGIA.....	55
4.1 Considerações sobre o modelo adotado	55
4.2 Procedimento econométrico	60
4.2.1 Ordem de integração das variáveis	60
4.2.2 Autorregressão vetorial e estratégia de estimação.....	62
4.3 Base de dados	66
5 RESULTADOS	71
5.1 Testes de raiz unitária	71
5.2 Estimativas para o Modelo A	77
5.2.1 Resultados para o mercado brasileiro	77
5.2.2 Resultados para as especificações regionais.....	82
5.3 Estimativas para o Modelo B	91
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	107
REFERÊNCIAS	111
ANEXOS	123

RESUMO

Políticas públicas e os determinantes da demanda por combustíveis leves no Brasil, 2003 - 2013

O entendimento da demanda por combustíveis tem estimulado o desenvolvimento de inúmeros trabalhos empíricos e recebido especial atenção do setor privado e de formuladores de políticas públicas nos últimos anos, pois está diretamente relacionado às discussões e decisões relativas à segurança energética das nações, às medidas de controle de emissões de gases de efeito estufa, à política econômica dos países e ao planejamento das empresas desta indústria. No Brasil, o consumo energético da frota leve apresentou crescimento surpreendente na última década, com trajetória e duração muito distintas de qualquer movimento observado anteriormente. Com base nisso e na ausência de estudos abordando especificamente o assunto, este trabalho tem como principal objetivo avaliar os determinantes da demanda por combustíveis leves no país entre 2003 e 2013. Além de uma análise lógica e sequencial sobre o tema, foram utilizadas técnicas de séries temporais para estimar dois modelos distintos, buscando identificar e quantificar o efeito das diferentes variáveis econômicas e das medidas de política pública adotadas nesse período sobre consumo energético da frota leve. O primeiro modelo elaborado para fundamentar a análise proposta seguiu estrutura amplamente utilizada na literatura internacional, tendo a renda e o preço dos combustíveis como variáveis essenciais para a determinação da demanda por transporte privado. A abordagem proposta a partir segundo modelo, por sua vez, ampliou a estrutura empírica tradicionalmente utilizada, incorporando à análise as transformações ocorridas no mercado creditício e automobilístico no Brasil. Essa estrutura permitiu a estimação das elasticidades preço e renda da demanda para o mercado nacional e para as principais regiões do país. Os valores obtidos evidenciaram a importância do preço dos combustíveis e da renda na determinação do consumo e, ainda, resposta distinta da demanda nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste, que apresentou maior sensibilidade a alterações nessas variáveis. Adicionalmente, os resultados indicaram que além da melhoria na renda, a retração no preço dos combustíveis, associada especialmente à política de contenção de aumentos de preços da gasolina e de desonerações de tributos federais sobre os combustíveis para controle inflacionário, impactou positivamente o consumo. Por fim, a demanda por combustíveis leves no período também foi estimulada pela ampliação do crédito destinado à compra de veículos e pela queda no preço real desses bens, com destaque para a medida anticíclica de desoneração de IPI cobrado sobre automóveis novos em momentos de desaceleração da indústria automobilística.

Palavras-chave: Séries temporais; Políticas públicas; Demanda por combustíveis; Consumo energético

ABSTRACT

Public policies and the determinants of light-fuel demand in Brazil, 2003-2013

The understanding of fuel demand has encouraged the development of several empirical studies and drawn the attention of the private sector and policymakers in recent years, since it is directly related to discussions and decisions on the energy security of nations, to measures to control greenhouse gas emissions, to the macroeconomic policy of each country, and to the planning of companies in this sector. In Brazil, total energy consumption by the light-vehicle fleet has experienced a remarkable growth over the past decade, as its path and duration are very different from any previously recorded levels. Based on this fact and on the absence of studies on this subject in the domestic market, the main purpose of this work is to evaluate the determinants of light-fuel demand in Brazil in the 2003-2013 period. Apart from a logical and sequential analysis of the topic, time series techniques were used to estimate two different models with the aim of identifying and quantifying the impact of different economic variables and public policy measures adopted during this period on the energy consumption by the light-vehicle fleet. The first model designed to support the proposed analysis followed a widely used framework in the international literature in which income and fuel prices are the key variables in determining demand for private transportation. The approach for the second model, in turn, expanded the traditionally used empirical framework by incorporating changes observed in the credit and auto market in Brazil into the analysis. This structure allowed estimating price and income elasticities of demand in the domestic market and in major Brazilian regions. The values obtained showed the importance of fuel prices and income in determining consumption and also different demand responses in the central-south and north-northeast regions, which exhibited the highest sensitivity to changes in these variables. Furthermore, the results suggest that in addition to a higher income, the decline in fuel prices, led mainly by a policy of preventing gasoline price increases and granting federal tax exemptions on fuels to keep inflation under control, also had a positive impact on consumption. Finally, demand for light fuels in the period was also stimulated by a higher availability of credit for buying vehicles and by a drop in the real price of those goods, with emphasis on countercyclical measures to waive the Tax on Industrialized Products (IPI) levied on new vehicles during economic downturns in the automotive industry.

Keywords: Time series; Public policy; Fuel demand; Energy consumption

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do consumo de combustíveis leves no Brasil	20
Figura 2 – Evolução do consumo de etanol total, gasolina pura e gás natural veicular no Brasil	25
Figura 3 – Paridade de preços etanol hidratado/gasolina C na bomba de combustíveis e participação dos veículos dedicados a etanol nas vendas totais de automóveis no país	27
Figura 4 – Vendas mensais de automóveis e utilitários leves (ciclo Otto) no Brasil, desagregadas por tipo de combustível.....	28
Figura 5 – Vendas mensais de motocicletas no Brasil, desagregadas por tipo de combustível	29
Figura 6 – Evolução do consumo energético, desagregado por tipo de combustível leve no país	31
Figura 7– Crescimento anual do Produto Interno Bruto e do consumo de combustíveis leves.....	32
Figura 8 – Volume de crédito concedido para a compra de veículos (pessoa física)**	32
Figura 9 – Evolução das alíquotas de IPI cobradas sobre os veículos <i>flex</i> *	37
Figura 10 – Evolução da alíquota da CIDE cobrada sobre a gasolina comercializada pelas refinarias, formuladores e importadores no Brasil	40
Figura 11 – Composição do preço médio anual de faturamento da gasolina pela Petrobras, excluindo impostos estaduais	40
Figura 12 – Evolução do preço médio de bomba dos combustíveis leves no Brasil (valores reais).....	42
Figura 13 – Participação energética dos combustíveis na matriz de ciclo Otto	44
Figura 14 – Evolução do preço médio real dos combustíveis leves no Brasil, 2003 a 2013 .	44
Figura 15 – Taxa de crescimento anual do consumo de combustíveis leves nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste.....	58
Figura 16 – Diferencial de rendimento entre os veículos <i>flex</i> utilizando-se etanol hidratado e gasolina C nos ciclo cidade e estrada	67
Figura 17 – Participação das regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste no Produto Interno Bruto brasileiro.....	87
Figura 18 – Diferença entre a produção doméstica e o consumo de gasolina A nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país	87

Figura 19 – Produção doméstica e o consumo de etanol (anidro e hidratado) nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país	88
Figura 20 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do consumo nas diferentes regiões e versões do Modelo A	90
Figura 21 – Erros de previsão obtido a partir da decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo para a versão 1 do Modelo B	104
Figura 22 – Contribuição percentual das variáveis renda, pcomb, cred e pveic na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo de combustíveis na versão 1 do Modelo B	105

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Elasticidades estimadas para a demanda por gasolina e gás natural veicular no Brasil	48
Tabela 2 – Elasticidades estimadas para a demanda por etanol hidratado no Brasil	49
Tabela 3 – Resultados dos estudos que estimaram a demanda por gasolina utilizando cointegração	53
Tabela 4 - Descrição das variáveis utilizadas nos modelos A e B	70
Tabela 5 – Síntese das variáveis e abrangência de cada um dos modelos propostos.....	70
Tabela 6 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries agregadas para o mercado brasileiro	71
Tabela 7 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cons_br”	72
Tabela 8 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_br”	73
Tabela 9 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_br”	73
Tabela 10 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_br”	74
Tabela 11 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda3_br”	74
Tabela 12 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cred_br”	75
Tabela 13 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pveic_br”	75
Tabela 14 – Resultados para o teste Zivot-Andrews.....	76
Tabela 15 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR para o mercado brasileiro.....	78
Tabela 16 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – mercado brasileiro....	78
Tabela 17 – Vetor de cointegração estimado para o Modelo A, com dados agregados para o mercado brasileiro	79
Tabela 18 – Resultados do modelo de correção de erro estimado para o modelo A	82
Tabela 19 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – região Centro-Sul.....	83
Tabela 20 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – região Norte-Nordeste	84
Tabela 21 – Elasticidades de longo prazo obtidas a partir das diferentes especificações do Modelo A.....	84

Tabela 22 – Elasticidades de curto prazo obtidas a partir das diferentes especificações do Modelo A	89
Tabela 23 – Modelo B versão 1: determinação do número de defasagens do VAR	91
Tabela 24 – Modelo B versão 2: determinação do número de defasagens do VAR	91
Tabela 25 – Modelo B versão 3: determinação do número de defasagens do VAR	92
Tabela 26 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 1 do Modelo B.....	93
Tabela 27 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 2 do Modelo B.....	93
Tabela 28 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 3 do Modelo B.....	93
Tabela 29 – Coeficientes estimados para a matriz de relações contemporâneas.....	94
Tabela 30 – Elasticidades de curto prazo obtidas nos Modelos A e B	95
Tabela 31 – Modelo B: resultados das estimativas, resposta Δ cons.....	97
Tabela 32 – Vetor de cointegração estimado para o Modelo B.....	97
Tabela 33 – Comparação das elasticidades de longo prazo nos Modelos A e B.....	99
Tabela 34 – Decomposição da variância dos erros de previsão do consumo na versão 1 do Modelo B	101
Tabela 35 – Decomposição da variância dos erros de previsão do consumo na versão 2 do Modelo B	101
Tabela 36 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries utilizadas para os modelos da região Centro-Sul.....	125
Tabela 37 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cons_cs” (consumo ciclo Otto, região Centro-Sul).....	125
Tabela 38 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_cs” (preço médio dos combustíveis, região Centro-Sul).....	126
Tabela 39 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_cs” (renda opção 1, região Centro-Sul).....	126
Tabela 40 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_cs” (renda opção 2, região Centro-Sul).....	127
Tabela 41 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries utilizadas para os modelos da região Norte-Nordeste	127
Tabela 42 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cons_nne” (consumo ciclo Otto, região Norte-Nordeste)	128

Tabela 43 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_nne” (preço médio dos combustíveis, região Norte-Nordeste)	128
Tabela 44 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_nne” (renda opção 1, região Norte-Nordeste)	129
Tabela 45 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_nne” (renda opção 2, região Norte-Nordeste)	129
Tabela 46 – Análise descritiva das variáveis utilizadas no Modelo A para o mercado brasileiro	130
Tabela 47 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para o mercado brasileiro	130
Tabela 48 – Modelo A: comparação dos coeficientes estimados para o vetor de cointegração com e sem o controle de outliers para o mercado brasileiro	131
Tabela 49 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR nos modelos estimados para a região Centro-Sul	131
Tabela 50 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR nos modelos estimados para a região Norte-Nordeste	132
Tabela 51 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para a região Centro-Sul	132
Tabela 52 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para a região Norte-Nordeste	133
Tabela 53 – Comparação dos parâmetros estimados para a versão 2 do Modelo B nas especificações com e sem a inclusão da constante no vetor de cointegração ...	134
Tabela 54 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 1	134
Tabela 55 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 2	135
Tabela 56 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 3	135

1 INTRODUÇÃO

O entendimento do comportamento da demanda por gasolina ou, de forma mais ampla, da demanda por energia para transporte privado inspirou dezenas de estudos acadêmicos ao longo dos últimos quarenta anos. A maior parte desses trabalhos buscou identificar a resposta da demanda a variações no preço dos combustíveis, na renda e em outras variáveis econômicas, com vistas à avaliação e ao desenho de políticas associadas a esse mercado.

Esse assunto também tem recebido especial atenção do setor privado e, principalmente, de formuladores de políticas públicas, pois está diretamente relacionado às discussões e decisões relativas à segurança energética das nações, às medidas de controle de emissão de gases de efeito estufa, à política econômica dos países, ao planejamento das empresas deste setor, entre outros.

No caso brasileiro, esse tipo de análise remete ao estudo da demanda por combustíveis pela frota de motocicletas, automóveis e utilitários leves dotados de motores ciclo Otto¹, que, por convenção, são tratados apenas como veículos leves neste estudo.

Como o país dispõe de condição única, com parcela significativa da frota leve capaz de utilizar outros combustíveis além da gasolina², a demanda por transporte privado, também tratada como demanda do ciclo Otto ou demanda por combustíveis leves ao longo deste trabalho, deve ser avaliada tomando-se o consumo agregado de gasolina, gás natural veicular e etanol hidratado, somados de acordo com o conteúdo energético ou rendimento de cada combustível.

Nesse contexto, chama a atenção o impressionante aumento nas vendas de combustíveis utilizados pelos veículos leves a partir de meados de 2000, com trajetória e duração muito distintas de qualquer movimento observado anteriormente no mercado brasileiro (Figura 1).

Entre 2003 e 2013, o consumo energético da frota leve praticamente dobrou, registrando taxa média de crescimento anual de 7,3%, chegando a atingir mais de 10% em 2004

¹ O termo “ciclo Otto” refere-se ao ciclo termodinâmico associado ao funcionamento de motores de combustão interna com ignição por centelha. Esse termo remete ao engenheiro alemão Nikolaus August Otto, responsável pela implementação com sucesso desse sistema.

² Segundo estimativas da UNICA (2014), os veículos *flex* representam cerca de 60% da frota brasileira de veículos leves e, em 2013, foram responsáveis por 94,35% das vendas de automóveis no país (ANFAVEA, 2014). Além dos veículos *flex* e daqueles movidos exclusivamente a gasolina, o Brasil conta com mais de 1,7 milhão de automóveis aptos a utilizarem, adicionalmente, gás natural veicular como combustível (IBP, 2014).

e 2008. Nesse mesmo período, o Produto Interno Bruto do país e o consumo das famílias cresceram, em média, 3,5% e 4,1% ao ano, respectivamente (IBGE, 2014).

Figura 1 – Evolução do consumo de combustíveis leves no Brasil

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), EPE (2013) e ABEGÁS (2014).

Nota: Valores convertidos em gasolina equivalente (gas. eq.), conforme metodologia descrita no tópico 4.3 deste estudo.

O ganho de renda e a queda no preço real dos combustíveis devido, especialmente, à política do governo federal de contenção de aumento de preços da gasolina ao consumidor para minimizar impactos inflacionários, são mais facilmente relacionados como possíveis causas da expansão do consumo de combustíveis do ciclo Otto nos últimos anos.

Além disso, as mudanças no mercado de crédito, com ampliação expressiva dos recursos para a compra de automóveis e motocicletas, também podem ter contribuído para esse aumento acentuado da demanda energética da frota leve.

Destacam-se ainda a queda no preço real dos veículos e as medidas anticíclicas adotadas pelo governo brasileiro, com desoneração de impostos cobrados sobre a venda de automóveis em períodos de desaceleração da indústria automobilística, como incentivos adicionais à ampliação da frota, com prováveis efeitos sobre a trajetória do consumo combustíveis.

Aparentemente, esses elementos constituíram um cenário de estímulo à demanda por serviços de transporte individual no país. Os efeitos colaterais dessas medidas passam pelo agravamento dos congestionamentos nas cidades e por uma alteração significativa nas condições de suprimento no mercado brasileiro, com desdobramentos para vários setores da economia.

A maior demanda por combustíveis leves, associada ao baixo crescimento da oferta interna de etanol e de gasolina, cuja análise detalhada foge do escopo desta pesquisa³, fez com que o país, que chegou a ser autossuficiente e exportador de etanol e derivados de petróleo, passasse a importar volumes consideráveis de combustíveis para o atendimento da demanda doméstica.

Com efeito, de 2010 a 2013, as importações brasileiras de gasolina atingiram 9,4 bilhões de litros e as de etanol, apesar de inferiores ao volume exportado, alcançaram 1,9 bilhão de litros no mesmo período (SECEX, 2014).

Esse cenário trouxe perdas à Petrobras, que contabilizou prejuízo com a importação de gasolina ao comercializar o derivado domesticamente por preço inferior ao de aquisição no mercado externo, impactos na balança comercial e dificuldades logísticas para o escoamento do produto importado. Adicionalmente, o movimento ascendente do consumo ampliou a preocupação com o suprimento de combustíveis para o atendimento da demanda doméstica e a dificuldade de planejamento dos agentes que compõem essa cadeia.

Apesar da importância do tema e das dúvidas sobre os fatores que possam ter estimulado o comportamento do consumo, os estudos disponíveis não abordam especificamente esse aspecto no mercado brasileiro. Dessa forma, o presente trabalho busca contribuir para a discussão na medida em que possui o objetivo de avaliar os determinantes da demanda energética por combustíveis utilizados pela frota de veículos leves no Brasil entre 2003 e 2013, tendo como pano de fundo as mudanças institucionais e estruturais associadas a esse mercado, bem como as políticas adotadas pelo poder público ao longo do período avaliado.

Particularmente, pretende-se:

- a) Realizar uma descrição lógica e sequencial dos elementos que influenciaram a trajetória do consumo energético de combustíveis leves entre 2003 e 2013;
- b) Estimar a demanda por combustíveis leves no Brasil, identificando-se a relevância e a contribuição das medidas adotadas e das variáveis econômicas mencionadas sobre o consumo no período analisado;
- c) Desagregar as estimativas obtidas para o Centro-Sul e para o Norte-Nordeste, permitindo, com isso, uma melhor compreensão do comportamento diferenciado das vendas de combustíveis nessas regiões.

³ Para mais informações ver Moraes, Zilberman e Rodrigues (2014) e Farina, Rodrigues e Souza (2013), entre outros.

Cabe destacar que a proposta analítica sugerida se distingue dos estudos que exploraram a demanda por combustíveis no mercado brasileiro, cuja análise é centrada na avaliação do impacto do lançamento dos veículos *flex-fuel* e no entendimento do processo de substituição entre etanol hidratado, gasolina e gás natural veicular pelos proprietários de veículos e motocicletas aptos a utilizarem mais de um combustível.

Dessa forma, conforme será exposto nos próximos tópicos, a proposta ora apresentada trata-se de uma abordagem diferenciada que visa oferecer fundamentos adicionais aos agentes públicos e privados que operam nesse setor ao analisar a demanda energética por transporte privado, além de trazer elementos importantes para a discussão dos efeitos da política de precificação da gasolina, da desoneração dos impostos federais sobre os combustíveis, das mudanças nas condições de crédito, das desonerações para a compra de veículos novos e das alterações no mercado automobilístico, entre outros, sobre a demanda por energia pela frota leve em circulação no país

As informações geradas complementam os resultados dos trabalhos disponíveis e são relevantes para o aperfeiçoamento do arcabouço regulatório desta indústria, para o dimensionamento dos investimentos necessários ao atendimento do abastecimento doméstico, para o melhor planejamento da matriz de combustíveis para transporte privado, para a antecipação de eventuais impactos do setor de combustíveis sobre outras áreas e indicadores da economia brasileira, entre outros.

Ao avaliar um mercado com características singulares e incorporar à análise da demanda por transporte privado elementos e medidas de política pública associadas ao setor de combustíveis e, ainda, à indústria automobilística, a pesquisa também traz uma contribuição importante para o desenvolvimento do conhecimento sobre o tema. Conforme indicado por Ajanovic et al. (2012) e Dahl (2012), expandir a modelagem sobre esse fenômeno para além do preço dos combustíveis e da renda é um dos desafios dos estudos empíricos internacionais nessa área.

Para atender aos objetivos delineados, esta tese foi dividida em seis seções. A próxima seção amplia as considerações mencionadas na introdução, trazendo uma breve descrição do mercado de combustíveis no Brasil, bem como das políticas e mudanças que devem ter contribuído para o aumento expressivo do consumo a partir de 2003. A seção 3 apresenta uma revisão de literatura sucinta de trabalhos que avaliaram temas relacionados a esse setor no Brasil e de estudos sobre a demanda por combustíveis no mundo. A seção 4, por

sua vez, detalha os procedimentos metodológicos adotados para a análise. Os resultados e considerações finais do estudo são detalhados nas seções 5 e 6, respectivamente.

2 O MERCADO BRASILEIRO DE COMBUSTÍVEIS LEVES

2.1 Breve histórico

A matriz brasileira de combustíveis do ciclo Otto passou por importantes transformações nas últimas décadas, com mudanças significativas no tipo de produto utilizado para o atendimento da demanda energética para transporte privado nos diferentes períodos (Figura 2).

Figura 2 – Evolução do consumo de etanol total, gasolina pura e gás natural veicular no Brasil

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), EPE (2013) e ABEGÁS (2014).

O país foi pioneiro no uso do etanol combustível que, apesar de ter sido introduzido na matriz brasileira em 1931, ganhou notoriedade a partir de 1975 com o estabelecimento do Proálcool (Programa Nacional do Álcool). Em um primeiro momento, o Programa incentivou a produção de etanol anidro para ser misturado à gasolina até o nível de 20% e, a partir de 1977, também passou a promover o uso do etanol hidratado como combustível veicular.

Essa estratégia de incentivo à produção e ao consumo de etanol carburante no país estava intimamente relacionada ao intenso aumento do preço do petróleo no mercado mundial e à necessidade crescente de importação do produto para o atendimento doméstico.

De fato, os dois choques do petróleo trouxeram maior insegurança ao abastecimento e vulnerabilidade à economia brasileira. No primeiro choque, o preço mundial do petróleo mais do que triplicou, passando de US\$ 3,29 para US\$ 11,58/barril em apenas um ano (BP, 2014). Esse movimento elevou significativamente o gasto brasileiro com a importação de petróleo e

derivados entre 1973 e 1974, que saltou de US\$ 711 milhões para US\$ 4,8 bilhões (SANTOS, 1993).

O mesmo movimento de preços foi novamente observado poucos anos depois, ao final da década de 70, quando o valor do óleo no mercado mundial, trazido a valores de 2013, saltou de US\$ 50,09/barril em 1978 para US\$ 104,12/barril em 1980 (BP, 2014) - movimento conhecido como o segundo choque do petróleo.

O lançamento do Proálcool associado às demais medidas implantadas pelo governo brasileiro para ampliar a produção doméstica e diminuir o consumo do combustível fóssil fizeram com que o país gradativamente reduzisse a dependência do produto externo que, após o primeiro choque, chegou a representar mais de 80% do consumo doméstico (EPE, 2013).

Durante esse período, houve intensa intervenção do Estado que além do monopólio do suprimento interno de derivados, também dispunha de instrumentos para atuar sobre a evolução da oferta de etanol. Entre esses instrumentos, destacavam-se o plano de safra anual, responsável pela fixação das cotas de produção de cada empresa, e a definição dos preços do etanol em todos os elos da cadeia de produção e comercialização do produto⁴.

Sob o ponto de vista da demanda, a participação do etanol hidratado e da gasolina na matriz de combustíveis do ciclo Otto era determinada basicamente pelas vendas de automóveis, já que a escolha do tipo de veículo (movido a gasolina ou dedicado a etanol⁵) definia a demanda futura por cada combustível.

Nesse cenário, o governo dispunha de vários instrumentos para influenciar a escolha do consumidor sobre o veículo a ser adquirido. No caso do etanol, o crescimento da frota foi estimulado por meio de diversas medidas, que incluíam, por exemplo, a isenção de IPI e ICM para os veículos dedicados ao uso do biocombustível, o controle da conversão de veículos movidos a gasolina para a utilização de álcool hidratado, a definição de condições favorecidas de financiamento para a compra de veículos a etanol, valores diferenciados para a Taxa Rodoviária Única, autorização aos postos revendedores para a comercialização de etanol nos finais de semana e, principalmente, a manutenção de um preço de bomba favorável para o biocombustível comparativamente àquele praticado para a gasolina, gerando incentivos à aquisição desse tipo de veículo (Figura 3).

⁴ Para mais detalhes ver Santos (1993), Shikida e Bacha (1999), Moraes (2000) e Costa (2003), entre outros.

⁵ Os termos “veículos dedicados a etanol” e “veículos dedicados a gasolina” são usualmente adotados em referência aos automóveis e veículos leves aptos a utilizarem exclusivamente etanol e gasolina, respectivamente.

Figura 3 – Paridade de preços etanol hidratado/gasolina C na bomba de combustíveis e participação dos veículos dedicados a etanol nas vendas totais de automóveis no país
Fonte: DNC (1989 e 1996) e ANFAVEA (2014).

A criação do Proálcool e as medidas adotadas nesse período introduziram definitivamente o etanol na matriz de transportes do país, e o biocombustível, consumido de forma direta ou misturado à gasolina, chegou a suprir mais 50% da energia demandada pela frota brasileira de veículos leves na segunda metade da década de 80 (Figura 2).

Essa matriz de combustíveis leves, caracterizada pela expansão do consumo de etanol carburante, começou a ser alterada no final da mesma década, quando os preços do petróleo no mercado mundial apresentaram queda significativa e o custo do programa passou a desestimular a sua continuidade, pondo fim ao primeiro grande ciclo de expansão da produção do biocombustível.

A década de 90 foi caracterizada por uma alteração substancial na forma de atuação do Estado em diferentes áreas da economia. No mercado de combustíveis, verificou-se a desregulamentação da cadeia produtiva do etanol e uma alteração drástica no arcabouço institucional vigente no setor de combustíveis fósseis, com a quebra do monopólio legal para as atividades de exploração, produção e refino de petróleo no país.

Como resultado dessas alterações, no início dos anos 2000 se observava no setor de combustíveis um ambiente institucional completamente distinto daquele verificado antes da desregulamentação, com a presença de dois produtos – etanol e gasolina – com sistema de

produção e estrutura de mercado completamente distintos coexistindo em um ambiente de livre mercado.

Esse período também ficou marcado por modificações estruturais na economia brasileira, com a maior estabilidade da moeda, redução da vulnerabilidade econômica e política centrada no regime de metas de inflação, câmbio flutuante e *superávit* primário.

Nesse contexto de mudanças econômicas e institucionais, no campo tecnológico, surgiu em março de 2003 o primeiro veículo *flex* no país. Ao permitir o uso de etanol hidratado, gasolina ou qualquer mistura desses dois produtos, essa nova tecnologia ofereceu ao consumidor a possibilidade de escolha do combustível a ser utilizado a cada abastecimento. Para se ter uma ideia da ampla aceitação dos carros *flex*, em quatro anos praticamente 90% dos carros novos comercializados no país eram dotados desta tecnologia (Figura 4). Adicionalmente aos veículos *flex*, a partir de março de 2009, também foi iniciada a comercialização de motocicletas bicompostíveis no mercado brasileiro (Figura 5).

Figura 4 – Vendas mensais de automóveis e utilitários leves (ciclo Otto) no Brasil, desagregadas por tipo de combustível

Fonte: ANFAVEA (2014).

Figura 5 – Vendas mensais de motocicletas no Brasil, desagregadas por tipo de combustível
Fonte: ABRACICLO (2014).

A inovação promovida por essa tecnologia criou condições para expansão significativa do consumo de etanol hidratado e permitiu uma nova alteração na dinâmica do mercado de combustíveis leves no país.

Adicionalmente, a partir de meados dos anos 2000, também ganhou espaço o consumo de gás natural veicular (GNV) como opção ao etanol hidratado e à gasolina. Apesar de representar menos de 5% da energia demandada pela frota de veículos leves, o consumo de GNV cresceu nesse período e chegou a ultrapassar 2,5 bilhões de metros cúbicos em 2007 (ABEGAS, 2014), com conversões anuais superiores a 270 mil veículos (IBP, 2014).

Essa configuração delineada nos anos recentes ampliou significativamente a complexidade do mercado brasileiro de combustíveis leves. Sob o ponto de vista da oferta, a introdução do etanol como aditivo e substituto da gasolina fez com que aspectos antes restritos aos mercados agrícolas passassem a ganhar importância no delineamento das políticas para o setor de petróleo e de combustíveis líquidos no país.

Em função da etapa de produção agrícola, a oferta do biocombustível usualmente apresenta movimentos característicos como os ciclos e a sazonalidade da produção. No caso do etanol de cana-de-açúcar, as características biológicas do processo produtivo exigem um planejamento e antecipação da demanda com anos de antecedência, pois, após ser plantada, a cana fica no campo por cinco a seis anos e, além disso, a primeira colheita só pode ser realizada doze meses após o plantio.

A cana não pode ser armazenada, precisa ser colhida em uma época específica do ano e o seu transporte até a unidade produtora possui raio de ação limitado. Esses aspectos acentuam o efeito de fenômenos climáticos e biológicos como geada, secas, ataque de pragas etc. sobre a disponibilidade do biocombustível, já que é impossível garantir a oferta de cana por meio da estocagem ou compra em outras regiões.

Outra característica importante desta indústria refere-se ao fato de que a produção de etanol e de açúcar competem, ainda que de forma limitada, pela mesma matéria-prima, estabelecendo um aparente vínculo entre o mercado de açúcar e o de combustíveis.

Pelo lado da demanda, a consolidação dos veículos e motocicletas *flex* também estabeleceu uma relação direta entre o consumo de etanol hidratado e o de gasolina no mercado brasileiro. A rápida e intensa resposta do consumidor a variações nos preços relativos desses produtos promoveu a possibilidade de alterações abruptas no tipo de combustível consumido, impondo desafios ao abastecimento interno. De fato, a presença da frota *flex* e dos veículos convertidos para o uso de GNV intensificou a relação entre setor produtor de etanol e as políticas para o setor de combustíveis fósseis.

Essas características do mercado nacional fazem do Brasil um caso singular no mundo e trazem desafios adicionais à política energética. Por outro lado, elas promovem um campo fértil para o desenvolvimento de diversos estudos nessa área, como o trabalho ora apresentado, que busca ampliar o entendimento sobre o comportamento da demanda por energia pela frota de veículos leves nos anos recentes.

2.2 Evolução recente da demanda e seus determinantes

A presença de frota capaz de utilizar diferentes tipos de combustíveis traz desdobramentos significativos na esfera regulatória e no planejamento energético do país e exige, simultaneamente, uma análise diferenciada para a condução da problemática abordada nesse estudo.

Nesse caso, a demanda de combustíveis pela frota leve deve ser analisada a partir de uma estrutura em que o consumidor demanda energia para deslocamento e não um tipo específico de combustível, como ocorre na grande maioria dos países, onde a análise se concentra na avaliação da demanda por gasolina.

A partir dessa lógica, é possível observar que o consumo energético da frota de automóveis e motocicletas superou 50 bilhões de litros de gasolina equivalente em 2013, com crescimento significativo em relação ao valor registrado no início de 2003 (Figura 6).

Figura 6 – Evolução do consumo energético, desagregado por tipo de combustível leve no país

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), EPE (2013) e ABEGÁS (2014).

Nota: Valores convertidos em gasolina equivalente (gas. eq.), conforme metodologia descrita no tópico 4.3.

Diversos fatores podem ter contribuído para esse movimento. No campo macroeconômico, não existem dúvidas de que o crescimento do Produto, o aumento da renda e a melhora na sua distribuição impulsionaram o consumo durante o período analisado.

Entretanto, conforme observado na Figura 7, essa não é a única variável responsável pelas variações observadas na demanda de combustíveis do ciclo Otto no país, pois o aumento das vendas ocorreu mesmo em períodos de baixo crescimento econômico. Em 2009, por exemplo, enquanto os efeitos da crise financeira mundial promoveram retração da economia brasileira e queda na demanda por combustíveis em diversos países, o consumo energético da frota leve cresceu acima de 5% no Brasil. O mesmo fenômeno foi observado em 2012, quando houve queda na taxa de crescimento do Produto e aumento na de consumo de combustíveis.

Figura 7– Crescimento anual do Produto Interno Bruto e do consumo de combustíveis leves

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), ABEGÁS (2014) e IBGE (2014).

Nessa linha, chama atenção a evolução do volume de crédito direto ao consumidor destinado à compra de automóveis e motocicletas. Entre 2003 e 2007, o montante de recursos concedido à pessoa física para a compra de veículos praticamente triplicou (Figura 8). Esse movimento foi interrompido pela crise financeira mundial em 2008, mas o montante concedido voltou crescer no ano seguinte e, em 2010, chegou a atingir um patamar mensal quatro vezes superior ao verificado no início de 2003.

Figura 8 – Volume de crédito concedido para a compra de veículos (pessoa física)**

Fonte: Elaborada a partir de dados do BACEN (2014).

Nota: * valores reais para janeiro de 2013, calculados a partir do IPCA (IBGE, 2014); ** volume de crédito direto ao consumidor (CDC) para a aquisição de bens veículos – pessoa física.

Para Andrade (2012), a expansão do crédito durante esse período não foi específica ao setor automobilístico. Ela aconteceu de forma generalizada na economia brasileira, elevando a relação crédito/PIB de 20% no início de 2003 para quase 50% em 2011.

Entre os fatores responsáveis por esse crescimento, o autor destaca: a) a consolidação do setor bancário iniciada a partir do lançamento do Plano Real e da implantação do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), do Programa de Privatização dos Bancos Públicos Estaduais (PROES) e de outras medidas adotadas pelo poder público, que geraram um sistema mais robusto e menos alavancado; b) a ampliação do acesso popular a bancos por meio de correspondentes não-bancários e do programa de conta simplificada; c) a criação de novas modalidades facilitadoras de acesso ao crédito, como o crédito consignado e as linhas de microcrédito; d) a redução do custo de financiamento e a queda na taxa de juros cobradas, induzidas, entre outros fatores, pela maior estabilidade econômica e pelo cenário externo favorável; e) a maior participação dos bancos públicos na oferta de crédito, principalmente após 2008; f) as alterações institucionais que estimularam a oferta de crédito em alguns setores, como a alienação fiduciária; e g) o crescimento da demanda por esse tipo de recurso decorrente da perspectiva positiva em relação ao crescimento da renda e do emprego no país.

No caso dos financiamentos de automóveis, de fato, houve uma redução significativa nas taxas de juros praticadas no mercado brasileiro e um alongamento no prazo de pagamento dos empréstimos contraídos. Dados apurados pelo BACEN (2014) mostram que a taxa média mensal das operações com crédito para aquisição de veículos pessoa física reduziu-se de 53,85% a.a. em janeiro de 2003 para 19,90% a.a. em dezembro de 2012. Nesse período, o prazo médio de pagamento para esse tipo de empréstimo saltou de 405,5 dias para cerca de 500 dias, chegando a atingir 568,18 dias em dezembro de 2010 (BACEN, 2014).

Certamente, essas mudanças repercutiram na demanda por veículos e, conseqüentemente, por combustíveis. De acordo com a ANEF (2014), 63% dos veículos e comerciais leves novos vendidos no país em 2013 foram financiados por meio de empréstimos, consórcios ou operações de arrendamento mercantil (*leasing*), contra apenas 37% adquiridos por meio de pagamento à vista. Para as motocicletas, a proporção de unidades adquiridas com o uso de financiamento foi ainda mais elevada, atingindo 72% do total comercializado em 2013.

Essas informações corroboram a análise conduzida por De Negri (1998) que, ao estimar a elasticidade-renda e a elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil, evidenciou a importância das condições de financiamento para a definição do número de

veículos novos comercializados. Resultado similar foi observado por Augusto e Gomes (2008) e Gabriel et al. (2010).

Além da ampliação do crédito, a demanda energética por combustíveis também deve ter sido estimulada pela ampliação da frota leve decorrente da queda no preço real dos veículos e das reduções na alíquota de imposto sobre produtos industrializados (IPI) incidente sobre a venda desses bens.

Conforme apurado pelo IBGE (2014), o preço real dos veículos novos apresentou queda gradativa entre 2003 e 2013, especialmente após 2008. Durante esse período, diversas transformações ocorreram no mercado automobilístico mundial e, em especial, no mercado brasileiro, com o aumento do número de fábricas no país, a ampliação dos investimentos para modernização das plantas existentes, o crescimento no número de montadoras em operação e a diversificação dos produtos oferecidos, entre outros⁶.

Em diversos períodos, esse movimento foi intensificado pelas alterações na alíquota de IPI cobrado sobre esses produtos. A primeira redução ocorreu em dezembro de 2003, a partir do Decreto n. 4.902 de 28/11/2003 (BRASIL, 2003a). Naquele momento, os veículos com até 1.000 cilindradas tiveram alíquota diminuída de 9 para 6%; aqueles com potência entre 1.000 e 2.000 cilindradas experimentaram redução de 15 para 12%.

Cinco meses após a mudança, o Decreto n. 5.058 de 30 de abril de 2004 (BRASIL, 2004a), com efeitos a partir de maio do mesmo ano, estabeleceu uma diferenciação do IPI para veículos *flex-fuel*. Com isso, a alíquota majorada sobre os veículos bicomcombustíveis caiu de 12 para 11% no caso dos motores entre 1.000 e 2.000 cilindradas e de 25 para 18% para automóveis com maior potência.

Esse cenário sofreu pequenas alterações posteriormente, quando o Decreto n. 6.006 de 28/12/2006 (BRASIL, 2006), em vigor a partir de janeiro de 2007, aumentou o tributo incidente sobre os veículos de menor potência e ampliou o diferencial dos veículos *flex* em relação ao similar movido exclusivamente a gasolina. Com efeito, a alíquota cobrada sobre os automóveis até 1.000 cc passou para 7%, tanto para motores a gasolina como para aqueles dotados de tecnologia *flex*. A alíquota aplicada aos motores dedicados à gasolina com potência entre 1.000 e 2.000 cc, por sua vez, se elevou de 12 para 13%.

⁶ Uma análise mais detalhada do mercado automobilístico brasileiro foge ao escopo deste trabalho. Mais informações sobre essa indústria podem ser obtidas, por exemplo, em Lucinda (2012) e De Negri et al. (2008).

Embora essas alterações possam não ter proporcionado uma queda significativa no preço dos veículos novos devido à baixa representatividade dos veículos *flex* nas vendas totais naquele momento, elas certamente contribuíram para a consolidação do modelo bicomcombustível no mercado brasileiro.

Após esse período, entretanto, novas reduções de IPI foram promovidas pelo governo brasileiro, com impacto no preço dos veículos comercializados. Essas reduções faziam parte da política anticíclica implementada no país com o objetivo de minimizar efeitos associados ao agravamento da crise financeira internacional quando os sinais de desaceleração da trajetória de crescimento da indústria automobilística começaram a ficar mais evidentes.

Dessa forma, em dezembro de 2008, a alíquota de IPI cobrada sobre os veículos de menor potência (até 1.000 cc) foi zerada e, para os veículos com potência intermediária (entre 1.000 e 2.000 cc), as alíquotas foram reduzidas pela metade. Esse cenário perdurou até o final de 2009, quando houve elevação gradativa das alíquotas até o seu total restabelecimento nos níveis anteriores à mudança.

Em 2012, o governo brasileiro promoveu uma nova redução na alíquota de IPI cobrado sobre os automóveis novos. Seguindo a mesma lógica observada anteriormente para os carros com elevado conteúdo nacional⁷ (alíquota zerada para veículos de menor potência e corte de 50% para aqueles com potência intermediária), o Decreto n. 7.725 de 21 de maio de 2012 (BRASIL, 2012a) promoveu um novo estímulo à ampliação do estoque de veículos em circulação no país.

A redução do IPI sobre veículos promovida pelo Decreto n. 7.725/2012 deveria vigorar até 31 de agosto de 2012, entretanto, as alíquotas estabelecidas pelo referido decreto foram prorrogadas por duas vezes e vigoraram até o final de 2012. A primeira prorrogação aconteceu em 30 de agosto de 2012, por meio do Decreto n. 7.796 (BRASIL, 2012c). A segunda prorrogação, por sua vez, ocorreu no final de outubro de 2012, quando houve a publicação do Decreto n. 7.834 (BRASIL, 2012d), de 31 de outubro de 2012, que estendeu as alíquotas vigentes naquele momento até 31 de dezembro de 2012.

O restabelecimento das alíquotas de IPI cobrado sobre automóveis no início de 2013 aconteceu apenas de forma parcial. Isso porque o Decreto n. 7.879 (BRASIL, 2012e), publicado no final de dezembro de 2012, evitou a elevação da taxa para os patamares originais. De fato,

⁷ As alterações implementadas a partir de 2012 passaram a diferenciar carros produzidos no Brasil ou montados com elevado índice de componentes nacionais daqueles importados.

o referido Decreto estabeleceu, para o período de 01 de janeiro de 2013 a 31 de março de 2013, alíquota de 2% para os veículos nacionais com potência até 1.000 cc. e de 7% para aqueles com potência intermediária (entre 1.000 e 2.000 cc.). Esses percentuais vigentes no primeiro trimestre de 2013 foram, posteriormente, estendidos até o final daquele ano por meio do Decreto 7.971 (BRASIL, 2013), de 28 de março de 2013.

A Figura 9 traz um detalhamento das alíquotas de IPI vigentes durante o período em análise e evidencia as desonerações promovidas após 2008 com o objetivo de minimizar os impactos da crise financeira mundial.

Nessa linha, estimativas obtidas por Alvarenga et al. (2010) a partir de uma modelagem de séries temporais indicam que a redução do imposto sobre o preço dos veículos novos foi responsável por 20,7% das vendas de automóveis leves entre janeiro e novembro de 2009 (primeiro período de desoneração praticado pelo governo federal). Resultados semelhantes também foram obtidos em trabalho conduzido pelo IPEA (2009).

Para Barros e Pedro (2008), a redução da alíquota de IPI cobrada sobre os veículos novos foi a principal medida de apoio governamental ao setor automotivo para atenuar os efeitos da crise financeira iniciada em 2008. Mendonça e Sachsida (2014) reforçam essa visão e acrescentam que a redução da base de recolhimento compulsório também contribuiu para a retomada da demanda por crédito para a compra de veículos e da indústria automobilística naquele momento.

Figura 9 – Evolução das alíquotas de IPI cobradas sobre os veículos *flex**

Fonte: Elaborada a partir de informações obtidas na legislação brasileira vigente.

Nota: As alíquotas de IPI para os veículos movidos exclusivamente a gasolina diferem daquelas apresentadas no gráfico; * as alíquotas apresentadas para os veículos *flex* consideram que os mesmos possuem alto índice de peças e componentes nacionais e, portanto, aptos à redução do imposto.

Por fim, como sugere a teoria econômica para qualquer análise de demanda, resta avaliar o comportamento dos preços dos combustíveis ao longo dos anos 2000.

Como mencionado, o final da década de 90 foi caracterizado pela desregulamentação do setor sucroenergético e pela liberação dos preços do etanol anidro e hidratado combustível em todo o país. Nesse período, também foi aprovada a Lei n. 9.478, de 6 de agosto de 1997 (BRASIL, 1997), conhecida como “Lei do Petróleo”, que pôs fim ao monopólio da Petrobras e permitiu à iniciativa privada a atuação em todos os elos da cadeia de produção e comercialização de derivados.

Apesar da aprovação da Lei do Petróleo, o preço de venda dos combustíveis fósseis nas refinarias brasileiras continuou a ser determinado a partir de regra estabelecida em legislação até o final de 2001, conforme previsto na Lei n. 9.990, de 21 de julho de 2000 (BRASIL, 2000). Apenas a partir de 2002, os preços desses produtos passaram a ser determinados de forma autônoma pelas refinarias, formuladores e importadores.

No que tange ao preço da gasolina, essa alteração, em teoria, deveria promover uma mudança na estrutura de formação de preços do produto. Entretanto, na prática, não foram observadas alterações significativas no setor de refino após esse período e, de acordo com dados

publicados pela ANP (2014a), o *market share* da Petrobras se manteve superior a 95%, garantindo, com isso, a possibilidade de fixação de preços da gasolina pela empresa.

Para o BACEN (2013), “os preços dos produtos derivados de petróleo ainda estão incluídos no grupo de preços administrados porque são estabelecidos pela Petrobras, que possui um quase-monopólio sobre a produção doméstica”. Conclusão similar foi obtida por Considera et al. (2002).

Assim, entre 2000 e 2005, seguindo a tendência observada no mercado internacional, a Petrobras promoveu elevação constante dos preços da gasolina pura nas refinarias brasileiras. Nos anos subsequentes, entretanto, a queda da cotação do petróleo no mercado externo, as alterações na taxa de câmbio e a preocupação com o controle da inflação no *front* doméstico dificultaram qualquer novo aumento de preço do derivado, que passou a apresentar comportamento estável no produtor.

A partir de 2008, uma nova política é adotada pelo governo federal e os aumentos no preço líquido do derivado nas refinarias passaram a ser acompanhados por reduções no nível de tributos federais incidentes sobre o produto. Isso foi possível graças a cortes sistemáticos na contribuição cobrada sobre a gasolina, instituída pela Lei n. 10.336, de 19 de dezembro de 2001 (BRASIL, 2011).

A normatização imposta pela referida legislação estabelece que, por ato do Poder Executivo, as alíquotas da Contribuição de Intervenção do Domínio Econômico (CIDE) para combustíveis podem ser reduzidas ou ampliadas imediatamente, desde que respeitados os valores máximos previstos em lei.

Com efeito, até abril de 2008, o valor líquido da CIDE recolhido na venda de gasolina pura pelos produtores e importadores se manteve em R\$ 0,28/litro, conforme definição dada pelos Decretos n. 4.565 de 01 de janeiro de 2003 (BRASIL, 2013b) e n. 5.060 de 30 de abril de 2004 (BRASIL, 2004b). Em maio de 2008, entretanto, a alíquota do tributo foi reduzida em R\$ 0,10/litro, por meio do Decreto n. 6.446 de 02 de maio de 2008 (BRASIL, 2008), na mesma data em que o preço líquido da gasolina comercializada pela Petrobras aumentou, em média, de R\$ 1,00 para cerca de R\$ 1,10 por litro.

Na mesma linha, em 9 de junho de 2009, o Decreto n. 6.875 do mesmo ano (BRASIL, 2009), com o objetivo de ampliar a arrecadação federal, estabeleceu uma elevação na alíquota da CIDE em R\$ 0,05 por litro, mas, em contrapartida, observou-se um decréscimo de mesma magnitude no valor praticado para a gasolina nas refinarias da Petrobras.

Essa sistemática de alterações na tributação federal visando o controle inflacionário também foi verificada nos momentos em que houve redução no nível de mistura de etanol anidro na gasolina. Como o preço do biocombustível era inferior ao valor de faturamento do derivado de petróleo vendido pelos produtores e importadores, o menor nível de mistura tenderia a elevar o custo de formulação da gasolina C⁸ pelos distribuidores, com possível reflexo ao consumidor.

Nesse passo, em 04 de fevereiro de 2010 foi publicado o Decreto n. 7.095 (BRASIL, 2010b) reduzindo a alíquota da CIDE majorada sobre a gasolina pura (gasolina A) nas refinarias para R\$ 0,15 por litro. Essa queda foi realizada por prazo determinado, para o mesmo período em que a Portaria MAPA 7/2010 (BRASIL, 2010a) instituiu a diminuição do nível de mistura de etanol anidro no derivado de 25% para 20%.

O mesmo movimento foi observado no ano seguinte, quando o Decreto n. 7.570, de 26 de setembro de 2011, (BRASIL, 2011b) reduziu a alíquota da CIDE de R\$ 0,23 para R\$ 0,196 por litro de gasolina nos meses em que a Portaria MAPA 678/2011 (BRASIL, 2011a) estabeleceu um menor nível de mistura obrigatória de etanol anidro na gasolina comercializada no país.

Em 2011, a necessidade de recursos por parte da Petrobras fez com que a empresa elevasse o preço da gasolina automotiva comercializada aos distribuidores em 10% a partir de novembro. Nessa mesma data, o Decreto n. 7.591 de 28/10/2011 (BRASIL, 2011c) promoveu uma redução de igual magnitude na alíquota da CIDE, que passou de R\$ 0,196 para R\$ 0,091 por litro.

Essa lógica foi mantida até junho de 2012, quando essa Contribuição incidente sobre a gasolina foi zerada pelo Decreto n. 7.764, 22 de junho de 2012 (BRASIL, 2012b), e os aumentos de preço do derivado pela Petrobras passaram a se refletir integralmente no valor pago pelo consumidor (Figuras 10 e 11).

⁸ A gasolina tipo C, tratada na maior parte das vezes apenas como “gasolina” neste estudo, é aquela comercializada nos postos de serviços do país. Esse produto é composto por uma mistura de gasolina pura (também chamada de gasolina tipo A) e etanol anidro, conforme percentual determinado pela legislação vigente.

Figura 10 – Evolução da alíquota da CIDE cobrada sobre a gasolina comercializada pelas refinarias, formuladores e importadores no Brasil

Fonte: Elaborada a partir de informações obtidas na legislação vigente.

Figura 11 – Composição do preço médio anual de faturamento da gasolina pela Petrobras, excluindo impostos estaduais

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014b) e informações obtidas na legislação vigente.

A partir do esgotamento do uso da CIDE, foram observados aumentos de preço da gasolina nas refinarias, mas a preocupação com o controle da inflação manteve o valor cobrado pelo produto produzido domesticamente abaixo daquele praticado no mercado internacional. De acordo com CBIE (2014), a defasagem média entre o preço de venda deste derivado pelo produtor no mercado doméstico e a cotação externa foi superior a 15% entre 2011 e 2013, chegando a atingir 30% em alguns meses.

Adicionalmente, toda a gasolina importada pela Petrobras a partir de 2012 foi comercializada internamente por valor inferior ao custo de importação do produto, procurando-

se eliminar efeitos inflacionários associados a um possível aumento no preço do derivado. De fato, o cruzamento de dados da ANP (2014b) e SECEX (2014) mostra que, de 2012 a 2013, a empresa importou 6,66 bilhões de litros de gasolina, com prejuízo total de R\$ 1,85 bilhão.

Essa rápida análise sobre a evolução dos preços da gasolina deixa claro que a política de precificação e de tributos federais praticada internamente, na maior parte do tempo, não foi direcionada por fatores econômicos associados à produção e às condições de mercado. O fato de a Petrobras ser uma sociedade de economia mista, tendo o governo federal como seu acionista majoritário, permite que aspectos políticos e econômicos se sobreponham aos interesses da empresa na definição de preços dos derivados no mercado doméstico (FILGUEIRAS, 2009; FARINA et al., 2010).

A descrição dessa sistemática, bem como dos impactos da mesma sobre o setor sucroenergético e sobre a própria Petrobras, tem sido amplamente noticiada e divulgada no país (ver SCHUFFNER et. al., 2014; ALVARENGA, 2014; BERTELLI, 2013; PIRES, 2014; entre outros).

Ainda que o preço da gasolina na refinaria não seja o único componente do preço de varejo do produto - o valor final pago pelos consumidores também depende da alíquota de impostos estaduais, do preço do etanol anidro misturado à gasolina, dos custos de transporte e das margens de distribuição e revenda do produto, que são livres -, as reduções da CIDE e a manutenção do valor do derivado abaixo dos níveis internacionais no período em análise promoveram uma significativa queda na arrecadação federal e retração no valor real do produto pago pelos consumidores (Figura 12).

Figura 12 – Evolução do preço médio de bomba dos combustíveis leves no Brasil (valores reais)

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014b) e IBGE (2014).

Nota: * valores reais para março de 2013, calculados a partir do IPCA (IBGE, 2014); * no caso do GNV, os valores estão em reais por metro cúbico.

A sistemática observada no mercado de gasolina também influenciou o mercado de etanol hidratado nos últimos anos. Apesar da produção do biocombustível ser caracterizada por uma estrutura pulverizada (cerca de 400 unidades produtoras reunidas em 150 grupos econômicos) e de não existir nenhuma restrição legal para a determinação do preço recebido pelo produtor e das margens dos agentes nos diferentes elos da cadeia, o valor do etanol hidratado é limitado pelo preço do substituto fóssil.

Como será melhor detalhado no próximo tópico, isso ocorre porque a consolidação da frota *flex* fez com que a relação de preços entre o etanol hidratado e a gasolina na bomba passasse a ser fundamental para a determinação da demanda pelo biocombustível, pois a decisão do proprietário de veículos sobre o combustível a ser utilizado deixou de ser concebida no momento da compra do carro e passou a ser realizada a cada abastecimento.

Como o rendimento dos veículos *flex* rodando com etanol hidratado equivale, em média, a 70% do rendimento obtido pelo mesmo veículo com o uso da gasolina, a utilização do biocombustível somente se justifica economicamente se o preço do hidratado for inferior a 70% do valor da gasolina.

Com efeito, os preços do etanol hidratado, que apresentaram retração entre 2006 e 2009 devido à rápida expansão da oferta, passaram a ser limitados pelo preço da gasolina em momentos de retomada do valor do biocombustível nos anos em que houve quebra de safra e problemas para a ampliação da oferta (DIEHL, 2012).

Por fim, em relação ao mercado de gás natural veicular, vale destacar que, similar ao caso da gasolina, após a liberação dos preços desse combustível, a Petrobras passou a atuar como agente dominante neste mercado, com controle da produção nacional das duas principais companhias transportadoras responsáveis pelos dutos utilizados para a importação do produto e, ainda, com participação acionária em grande parte das distribuidoras de gás no país.

Nesse sentido, a partir de 2003, a empresa implementou uma política de massificação do uso do gás natural visando otimizar a sua rede de gasodutos, em especial o gasoduto Bolívia-Brasil (ANP, 2011).

Essa política permitiu a ampliação do uso deste energético no setor industrial e no setor automotivo a partir da manutenção de preços reduzidos. Como pode ser observado na Figura 12, o preço do gás natural veicular ao consumidor apresentou queda entre 2003 e 2004, com pequena elevação gradual nos anos de 2005 e 2006.

O menor nível de preços e a isenção de IPVA (Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores) para veículos aptos a operarem com GNV em alguns municípios fizeram com que as conversões anuais aumentassem nesse período, registrando-se mais de 850 mil unidades entre 2003 e 2006 (IBP, 2014).

A partir de 2007, entretanto, iniciou-se a recomposição do preço do gás natural pela Petrobras e, em janeiro de 2008, houve a negociação dos contratos de fornecimento com o uso de uma nova política de preços. Para a ANP (2011), a partir desse momento, a empresa passou a aplicar na sua totalidade os reajustes no preço do gás natural até então não repassados devido à intenção de gerar incentivos ao uso do produto.

O resultado dessa mudança se refletiu diretamente no número de conversões de veículos para uso do GNV, que apresentou queda acentuada após esse período, e na alteração da trajetória de crescimento do consumo do produto, que apresentou leve retração nos anos seguintes (Figura 13).

Figura 13 – Participação energética dos combustíveis na matriz de ciclo Otto

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), EPE (2013) e ABEGÁS (2014).

Essa dinâmica de preços no mercado doméstico, com destaque para a queda real de preços da gasolina, promoveu uma redução significativa no valor médio dos combustíveis pago pelos consumidores entre 2003 e 2013. Com efeito, enquanto as cotações do petróleo no mercado internacional apresentaram elevações significativas, o preço médio real dos combustíveis usados em motores do ciclo Otto no Brasil registrou queda gradativa nesse período, chegando a acumular retração próxima de 25% (Figura 14).

Figura 14 – Evolução do preço médio real dos combustíveis leves no Brasil, 2003 a 2013

Fonte: Elaborada conforme metodologia detalhada no tópico 4.3 deste estudo, que utiliza a equivalência energética de cada combustível para a obtenção do valor médio pago pelos consumidores.

Essa breve análise mostra que diversas mudanças institucionais e medidas implementadas pelo poder público ao longo do período analisado incentivaram a venda e o

maior uso dos automóveis por meio de isenções e desonerações tributárias, crédito farto e controle artificial dos preços dos combustíveis. Esses elementos, associados à expansão da renda em vários momentos, parecem ter contribuído decisivamente para o estímulo da demanda por combustíveis para transporte privado e justificam uma análise mais profunda sobre o tema, visando quantificar a importância de cada uma dessas variáveis sobre a demanda por combustíveis leves no país.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 Estudos empíricos sobre a demanda por combustíveis leves no Brasil

Diferente da abordagem proposta por este estudo, em que se busca entender a dinâmica da demanda energética dos veículos do ciclo Otto, os inúmeros trabalhos que abordaram o consumo de combustíveis no mercado brasileiro buscaram avaliar o impacto da introdução dos veículos *flex-fuel* nesse setor e o comportamento do proprietário de veículos aptos a utilizarem mais de um combustível no que diz respeito à substituição entre etanol hidratado, gasolina e gás natural veicular (GNV).

Mesmo considerando-se que um exame mais detalhado da substituição entre os combustíveis utilizados para a obtenção de serviços de transporte privado foge do escopo deste trabalho, optou-se por realizar uma breve análise dos parâmetros e resultados obtidos pelos estudos que abordaram o tema no mercado brasileiro, visando, com isso, identificar algum padrão que possa auxiliar no entendimento da problemática ora proposta. Com efeito, nas Tabelas 1 e 2 é apresentada uma síntese dos parâmetros e coeficientes estimados por esses estudos.

Embora o uso de diferentes estratégias de estimação, dados com periodicidade variada e período de avaliação distinto dificultem uma comparação mais detalhada dos parâmetros estimados por esses trabalhos, em linha gerais, os resultados obtidos evidenciam que a demanda brasileira por gasolina, por etanol hidratado ou por GNV não apresenta elevada sensibilidade a alterações na renda, especialmente no curto prazo. Exceção feita aos estudos conduzidos por Schunemann (2007), Cardoso e Bittencourt (2014) e Santos (2013), que indicaram, respectivamente, elasticidade-renda de 1,84 para a gasolina, de 2,82 para o etanol hidratado e de 3,72 também para o biocombustível.

Em relação ao efeito do preço dos combustíveis sobre a demanda, a divergência dos resultados foi mais evidente, com elevada disparidade entre os coeficientes. No caso da gasolina, as elasticidades preço da demanda obtidas variaram de -1,505 a -0,042. Para o etanol hidratado, os parâmetros estimados ficaram entre -8,465 e -0,781. Por fim, para GNV, os valores encontrados se situaram entre -1,07 e -0,194.

Tabela 1 – Elasticidades estimadas para a demanda por gasolina e gás natural veicular no Brasil

Variável endógena	Autor(es)	Período	Local	Método	Variáveis explicativas	Elasticidade renda*		Elasticidade preço*	
						Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo
Consumo gasolina	Burnquist e Bacchi (2002)	1973 a 1998	Brasil	Cointegração	Renda e preço da gasolina	0,600	0,959	-0,319	-0,227
Consumo gasolina	Alves e Bueno (2003)	1984 a 1999	Brasil	Cointegração	Renda, preço hidratado, preço gasolina e tendência (linear e quadrática)	0,122	0,122	-0,092	-0,465
Consumo gasolina	Roppa(2005)	1979 a 2003	Brasil	Cointegração	Renda, preço da gasolina e preço do hidratado	0,472	0,164	-0,073	-0,634
Consumo gasolina	Nappo (2007)	Ago/1994 a Jul/2006	Brasil	Cointegração	Renda, preço da gasolina e binária associada ao preço da gasolina		0,685		Pré-flex: -0,197 Pós-flex: - 0,334
Consumo gasolina	Schunemann (2007)**	Jan/1991 a fev/2007	Brasil	Cointegração	Renda, preço gasolina, dummy associada ao preço da gasolina após a inclusão do flex	0,858	1,839	-0,488	Pré-flex: -0,220 Pós-flex: - 0,265
Consumo gasolina	Silva et. al. (2009)	3º trim/2001 a 4ºtrim/2006	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço da gasolina e preço do hidratado	0,154		-0,945	
Consumo gasolina	Silva et. al. (2009)	1º trim/2003 a 4ºtrim/2006	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço da gasolina e preço do hidratado	0,370		-1,505	
Consumo gasolina	Farina et al. (2010)	Jul/2001 a Ago/2009	São Paulo	Cointegração	Preço do etanol hidratado, preço da gasolina e outras variáveis não identificadas				-0,63
Consumo gasolina	Fernandes et al. (2012)	Jan/2002 a Dez/2010	Minas Gerais	Cointegração	Renda, preço do etanol hidratado e preço da gasolina	0,657	1,000	-0,042	-0,058
Consumo gasolina	Diehl (2012)	Jul/2001 a Ago/2009	São Paulo	VAR estrutural	Preço do etanol hidratado, preço da gasolina, renda, preço do açúcar e preço do etanol anidro	0,76		-0,20	
Consumo gasolina	Santos (2013)	Jul/2001 a Dez/2010	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado e preço do GNV	0,158 a 0,210	0,523	-0,428 a -0,318	-1,186
Consumo de GNV	Santos (2013)	Jul/2001 a Dez/2010	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado e preço do GNV	0,061 a 0,139	0,809	-0,194 a -0,107	-1,034

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * para facilitar a visualização de todos os resultados em uma única tabela, as elasticidades estimadas a partir de dados em painel foram inseridas na coluna referente aos valores de curto prazo. O mesmo procedimento foi adotado para o estudo conduzido por Diehl (2012), que reporta a elasticidade acumulada em três períodos; artigos ordenados cronologicamente para cada tipo de combustível; ** resultados para o modelo denominado “equação 1”.

Tabela 2 – Elasticidades estimadas para a demanda por etanol hidratado no Brasil

Variável endógena	Autor(es)	Período	Local	Método	Variáveis explicativas	Elasticidade renda*		Elasticidade preço*	
						Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo
Consumo etanol hidratado	Farina et al. (2010)	Jul/2001 a Ago/2009	Brasil	Cointegração	Preço do etanol hidratado, preço da gasolina e outras variáveis não identificadas				-1,23
Consumo etanol hidratado	Farina et al. (2010)	Jul/2001 a Ago/2009	São Paulo	Cointegração	Preço do etanol hidratado, preço da gasolina e outras variáveis não identificadas				-1,33
Consumo etanol hidratado	Serigati et al. (2010)	Jul/2001 a Abr/2009	Brasil	Equações simultâneas	Renda, preço da gasolina, preço do hidratado, proporção de veículos flex e movido a etanol na frota e dummies para caracterizar o período após o lançamento dos veículos flex.			Pré-flex: -1,33 a -0,96; Pós-flex: -2,42 a -1,81	
Consumo etanol hidratado	Freitas e Kaneko (2011b)	Jan/2003 a abr/2010	Centro-sul	Painel por Estado da Região	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado, preço do GNV e frota de veículos movidos a etanol	0,913		-1,658	
Consumo etanol hidratado	Freitas e Kaneko (2011b)	Jan/2003 a abr/2010	Norte-Nordeste	Painel por Estado da Região	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado, preço do GNV e frota de veículos movidos a etanol	0,801		-1,408	
Consumo etanol hidratado	Freitas e Kaneko (2011a)	Jan/2003 a abr/2010	Brasil	Cointegração	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado e frota de veículos movidos a etanol			-1,413	-1,801
Consumo etanol hidratado	Cardoso e Bittencourt (2014)**	Jul/2001 a Jul/2011	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço do hidratado, preço da gasolina, frota, frete e <i>dummies</i> para caracterizar o período após a introdução dos veículos flex	0,42 a 0,49	2,82	-1,54 a -1,42	-3,30
Consumo etanol hidratado	Diehl (2012)	Jul/2001 a Ago/2009	São Paulo	VAR estrutural	Preço do etanol hidratado, preço da gasolina, renda, preço do açúcar e preço do etanol anidro	0,95		-0,81	
Consumo etanol hidratado	Santos (2013)	Jul/2001 a Dez/2010	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço da gasolina, preço do etanol hidratado e preço do GNV	0,464 a 0,558	3,722	-1,391 a -0,929	-8,465
Consumo etanol hidratado	Orellano et al. (2014)***	Jul/2001 a Dez/2009	Brasil	Painel por Estado Brasileiro	Renda, preço etanol, preço gasolina, frota e <i>dummies</i> para controle do nível de renda e de paridade de preço entre os estados	0,160 a 0,418		-2,305 a -0,781	

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * para facilitar a visualização de todos os resultados em uma única tabela, as elasticidades estimadas a partir de dados em painel foram inseridas na coluna referente aos valores de curto prazo. O mesmo procedimento foi adotado para o estudo conduzido por Diehl (2012), que reporta a elasticidade acumulada em três períodos; ** resultados para a estimativa obtida para o mercado brasileiro como um todo; *** resultados considerando-se os diferentes modelos e períodos utilizados pelos autores.

Essa heterogeneidade observada na resposta da demanda a oscilações no preço dos combustíveis está associada, em grande medida, à própria alteração constante na composição da frota de veículos após a introdução dos modelos *flex-fuel*.

Como a maior parte dos trabalhos avaliou funções de demanda por tipo de combustível a partir de dados agregados e sem nenhum tipo de controle da participação dos veículos bicomcombustíveis na frota total, os parâmetros estimados tendem a apresentar variações de acordo com o período em análise. Isso pode ser observado a partir dos resultados das Tabelas 1 e 2 que, a despeito da diversidade de métodos e especificações adotadas pelos estudos, mostram um aumento do valor absoluto da elasticidade-preço da demanda por etanol e por gasolina para os anos mais recentes, quando aumenta a participação de veículos *flex* na frota total.

Dessa forma, os coeficientes obtidos em boa parte dos casos se limitam a explicar as alterações na demanda no período em análise e não podem ser diretamente utilizados em outras situações.

Outra característica do mercado brasileiro que explica a variabilidade dos resultados e dificulta a extrapolação dos parâmetros obtidos para a análise proposta neste estudo refere-se à presença de respostas distintas dos proprietários de veículos *flex* para níveis diferentes de preços relativos etanol hidratado/gasolina.

Orellano et al. (2014), por exemplo, ao avaliar a demanda por etanol hidratado combustível, separaram os estados da federação de acordo com níveis de preços relativos etanol hidratado/gasolina C e entre ricos e pobres. Dessa forma, todas as unidades federativas foram classificadas em três grandes faixas de preços: i) estados em que o preço relativo etanol hidratado/gasolina se situa acima de 75%; ii) estados em que o preço do etanol hidratado é inferior a 65% do preço da gasolina C na bomba; e iii) unidades da federação com preços relativos entre 65 e 75%. Como era esperado, a comparação dos parâmetros para as diferentes faixas de preços mostrou que a elasticidade-preço, em valor absoluto, é maior nos estados com preço relativo etanol/gasolina dentro da faixa de 65% a 75%.

Como o rendimento médio dos veículos utilizando etanol hidratado representa 70% daquele verificado quando o mesmo motor é abastecido com gasolina, é natural que ocorra menor substituição entre os combustíveis adotados quando essa relação de preços está muito acima ou aquém dos 70%. Esse aspecto, apontado por Santos (2013) e Orellano et al. (2014), não foi incorporado na maior parte dos estudos sobre o tema.

Portanto, apesar de terem trazido indicações relevantes para a compreensão do nível de substituição entre etanol hidratado, gasolina e GNV quando ocorrem alterações nos preços relativos desses produtos, os resultados obtidos pelos estudos detalhados apresentam algumas limitações e devem ser tomados com cautela para o uso na análise proposta neste trabalho, que busca entender a demanda energética total da frota leve, dadas as mudanças institucionais e estruturais verificadas nesse mercado, bem como as medidas adotadas pelo poder público ao longo dos anos 2000.

Assim, a abordagem ora sugerida busca produzir elementos adicionais àqueles disponíveis na literatura sobre o tema, com respostas para perguntas importantes e ainda não plenamente avaliadas nessa área. Por exemplo, quais foram as consequências da política de precificação da gasolina para o abastecimento doméstico no período? Quais seriam as mudanças no consumo de combustíveis associadas a uma possível elevação da CIDE? Qual a influência das desonerações realizadas na indústria automobilística no setor de combustíveis? Qual o efeito das mudanças no mercado creditício sobre o consumo da frota circulante no país?

3.2 Estudos empíricos sobre a demanda por combustíveis em outros países

No âmbito mundial, a análise da demanda energética pelos motores usualmente tem sido conduzida a partir de especificações que incorporam a renda e o preço como principais e, em boa parte dos casos, únicas variáveis explicativas do consumo (URI, 1982).

Apesar dessa aparente convergência em relação à forma de estruturação dos modelos, os trabalhos internacionais sobre o tema também têm utilizado abordagens econométricas distintas, exigindo cuidados na comparação dos resultados obtidos (BASSO e OUM, 2007).

Nesse passo, visando facilitar a comparação dos dados disponíveis com as estimativas geradas neste estudo, serão apresentados brevemente neste tópico apenas os trabalhos que fizeram uso da técnica de cointegração para a obtenção das elasticidades preço e renda da demanda por combustíveis em outros países. Uma síntese dos resultados obtidos pelos inúmeros trabalhos que utilizaram outros procedimentos econométricos para avaliar problemática semelhante a proposta nesta tese pode ser obtida em Drollas (1984), Dahl e Sterner (1991), Espey (1998), Goodwin et al. (2004) e Graham e Glaister (2004), entre outros.

Dentre os estudos que analisaram a resposta da demanda a variações no preço e na renda a partir do uso da análise de autorregressão vetorial com cointegração das séries, pode-se

destacar Bentzen (1994) para Dinamarca, Eltony e Al-Mutairi (1995) para o Kuwait, Ramanathan (1999) na Índia, Dahl e Kurtubi (2001) para a Indonésia, Cheung e Thomson (2004) para o mercado chinês, Polemis (2006) na Grécia, Akinboade et al. (2008) no caso da África do Sul, Crôtte et al. (2010) para o México, Sultan (2010) nas ilhas Maurício e Baranzini e Weber (2013) para a Suíça.

Em todos esses estudos, a análise da demanda por combustíveis pela frota de veículos leves foi conduzida a partir da avaliação do consumo de gasolina, que se configura praticamente como o único combustível passível de utilização pela frota de veículos do ciclo Otto nesses países.

Diferente dos resultados observados na maior parte dos trabalhos que avaliaram o mercado brasileiro, as estimativas obtidas para os demais países indicam que a demanda por combustíveis leves é inelástica em relação ao preço, tanto no curto como no longo prazo. Com efeito, os coeficientes estimados para o curto prazo variam de -0,06 a - 0,37, já as elasticidades de longo prazo apresentaram valores entre -0,06 a -0,63 (Tabela 3).

No caso da elasticidade-renda da demanda, as estimativas obtidas variam significativamente entre os estudos. Nesse caso, se destacam os coeficientes encontrados nos mercados da Indonésia e, principalmente, da Índia e da China, que apresentaram elasticidades renda superiores a uma unidade e consideravelmente maior do que aquelas obtidas para os demais mercados analisados.

O tipo de análise conduzida por esses estudos, apesar de não ter o objetivo de avaliar medidas particulares relacionadas ao mercado de combustíveis, possuem implicações para o desenho de políticas públicas e construção de cenários para matriz de transporte dos países, pois identificam o provável comportamento da demanda quando alterações nas duas principais variáveis econômicas (renda e preços) acontecem.

Para a análise proposta neste trabalho, entretanto, esse tipo de abordagem utilizada de forma isolada parece limitada dados os objetivos delineados e será expandida de forma a permitir que as medidas e alterações descritas anteriormente para esse mercado possam ser incorporadas à avaliação sugerida.

Tabela 3 – Resultados dos estudos que estimaram a demanda por gasolina utilizando cointegração

Autor(es)	Período	Local	Freq.	Variáveis	Elasticidade renda		Elasticidade preço	
					Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo
Bentzen (1994)	1948-1991	Dinamarca	Anual	Preço do combustível e frota	0,89*	1,04*	-0,32	-0,41
Eltony e Al-Mutairi (1995)	1970-1989	Kuwait	Anual	Preço do combustível e renda	0,47	0,92	-0,37	-0,46
Ramanathan (1999)	1972-1994	India	Anual	Preço do combustível e renda	1,18	2,68	-0,21	-0,32
Dahl e Kurtubi (2001)	1970-1995	Indonésia	Anual	Preço do combustível e renda	0,19	1,29	-0,04	-0,63
Cheung e Thomson (2004)	1980-1999	China	Anual	Preço do combustível e renda	1,64	0,97	-0,19	-0,56
Polemis (2006)	1978-2003	Grécia	Anual	Preço da gasolina, preço do diesel e renda	0,36	0,79	-0,10	-0,38
Akinboade (2008)	1978-2005	África do Sul	Anual	Preço do combustível e renda		0,36		-0,47
Crôtte et al. (2010)	1980-2006	México	Anual	Preço da gasolina, renda, frota de veículos e tarifa de metrô	0,43 a 0,78	0,53 a 0,76	-0,06 a -0,10	-0,06 a -0,29
Sultan (2010)	1976-2008	Maurício	Anual	Preço do combustível e renda	0,37	0,77	-0,21	-0,44
Baranzini e Weber (2013)	1970-2008	Suíça	Trim.	Preço da gasolina no país, preço da gasolina na fronteira, renda e frota de veículos	0,03	0,67	-0,09	-0,34

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Trim. = trimestral; * nesse caso, o autor utilizou a frota *per capita* como *proxy* para a renda.

4 METODOLOGIA

4.1 Considerações sobre o modelo adotado

Conforme referencial adotado por Al-Sahlawi (1988), Lin et al. (1985), Gallini (1983), Dahl (1982), Greene (1979), Dahl (1979) e Burright e Enns (1975), a demanda por combustíveis pode ser derivada da demanda por serviços de transporte privado no contexto da teoria da produção das famílias. Essa abordagem assume que as famílias obtêm utilidade ao consumir bens que não podem ser comprados diretamente, mas que são produzidos dentro do domicílio a partir de insumos de mercado (MUTH, 1966). Considera-se, portanto, que os consumidores combinam combustível e o estoque de veículos para produzir serviços de transporte privado⁹.

Assim, de forma simplificada e genérica, tomando-se uma função de produção de serviços de transporte estruturada por:

$$T = T(C, V) \quad (1)$$

com C representando o volume de combustível e V , o estoque de veículos,

pode-se representar o bem-estar das famílias a partir da função de utilidade dada por:

$$U = U[T(C, V), X] \quad (2)$$

sendo X os demais bens consumidos.

Com isso, assumindo-se que as famílias maximizem a sua utilidade sujeita à restrição orçamentária e à fronteira de possibilidade de produção definida na eq. (1), é possível obter a demanda derivada por transporte privado ou, nesse caso, por combustíveis leves.

Essa estrutura teórica estilizada sugere que o consumo de combustíveis está intrinsicamente associado ao estoque de capital disponível na forma de veículos e motocicletas. Nesse sentido, como apontado por Ajanovic et al. (2012), Storchmann (2005), Johansson e Schipper (1997), Eltony e Al-Mutairi (1995), Uri (1982), Spiro e Reza (1979), entre outros, conceitualmente a demanda por combustíveis pode ser definida a partir de três componentes

⁹ Nesse caso, a escolha entre os diferentes tipos de combustíveis por parte dos proprietários de veículos aptos a utilizarem mais de um produto pode ser vista em um segundo momento, como um processo de substituição de insumos de produção quando ocorrem alterações nos preços relativos dos combustíveis ou nas preferências dos consumidores.

principais: a) estoque de veículos leves, b) eficiência dos veículos leves em circulação e c) intensidade de uso da frota em operação. Logo:

$$C = f(V, Re, Dp) \quad (3)$$

com C representando o volume de combustível demandado, Re o rendimento dos motores em uso (eficiência no uso dos combustíveis) e Dp a intensidade de utilização da frota disponível (distância mensal percorrida, por exemplo).

No curto prazo, tendo a frota como componente fixo, a variação no consumo de combustíveis dependerá basicamente da intensidade de utilização dos veículos em circulação (número de quilômetros rodados) e de medidas que possam, ainda que de forma limitada, influenciar a eficiência de uso do combustível (mudança na velocidade de deslocamento, por exemplo). No longo prazo, entretanto, deverá existir um ajustamento nessa condição, pois os consumidores poderão alterar, entre outras variáveis, o número de veículos disponíveis e as características destes, com reflexos no rendimento dos motores em operação.

Nesse contexto, Dahl e Sterner (1991) classificaram os modelos empíricos utilizados na literatura a partir de dados agregados em 10 diferentes tipos. De forma geral, a demanda por gasolina ou combustíveis leves nos diferentes modelos foi avaliada a partir das seguintes variáveis: renda disponível, estoque de veículos, características dos veículos em operação, preço do combustível em análise e, eventualmente, de seus substitutos.

Com exceção de alguns poucos estudos que modelaram separadamente o uso da gasolina e a frota de veículos, a inclusão de variáveis representando o custo de outros tipos de transporte (notadamente o transporte público) na análise da demanda por combustíveis com dados agregados é incomum. No caso brasileiro, essa estratégia é bastante razoável para o período analisado, já que não houve nenhuma melhora no serviço de transporte público oferecido que influenciasse de forma significativa a decisão do consumidor. Logo, os problemas de qualidade, segurança e disponibilidade associados a esse tipo de escolha tendem a limitar eventual substituição do transporte privado, ainda que houvesse alterações nos preços relativos entre essas opções.

Conforme observado na revisão de literatura, a estrutura mais utilizada nos trabalhos empíricos para modelar a demanda por gasolina incorpora o preço dos combustíveis e a renda disponível como determinantes do volume de combustível desejado pelos consumidores. Essa especificação assume que todos os componentes detalhados na eq. (3) são determinados, de forma direta ou indireta, por essas duas variáveis.

Dessa forma, o primeiro modelo a ser estimado neste estudo, doravante “Modelo A”, é dado por:

$$\begin{aligned} \text{Modelo A: } C &= f(P_c, Y) \\ \text{com } \frac{\partial C}{\partial P_c} &< 0 \quad \frac{\partial C}{\partial Y} > 0 \end{aligned} \quad (4)$$

em que C representa o consumo de combustíveis, P_c é o preço médio dos combustíveis leves (etanol hidratado, gasolina e GNV) e Y , a renda¹⁰.

A partir da eq. (4), são estimadas as elasticidades preço e renda da demanda por combustíveis leves, dada a inexistência de trabalhos identificando esses parâmetros para o mercado brasileiro. Tais informações permitem uma melhor avaliação da sensibilidade do consumo a alterações nas referidas variáveis, ampliando, com isso, o entendimento da dinâmica observada nesse mercado ao longo dos anos 2000.

Adicionalmente, a estrutura sugerida pelo Modelo A facilitará a comparação dos resultados obtidos com a literatura internacional, já que a maior parte dos trabalhos disponíveis utiliza essa mesma sistemática.

Esse modelo simplificado, por exigir um número reduzido de variáveis, permite, ainda, análises desagregadas para as diferentes regiões do país. Dessa forma, na tentativa de explorar um pouco mais as informações disponíveis para o mercado brasileiro, o referido modelo também foi estimado para as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste.

Com os resultados dessas especificações regionais será possível avaliar porque o aumento do consumo no Norte-Nordeste tem sido sistematicamente superior ao verificado no Centro-Sul. Com efeito, na Figura 15 é possível perceber que, excetuados os anos de 2006 e 2007, em todo o período avaliado por este estudo, a taxa de crescimento do consumo do ciclo Otto foi superior no Norte-Nordeste, com destaque para os anos mais recentes, quando o incremento anual na região chegou a atingir quase 15%.

A desagregação do Modelo A busca, portanto, trazer subsídios para o entendimento dessa trajetória distinta do consumo nessas diferentes localidades, com indicações importantes para o melhor planejamento do setor público e dos agentes privados envolvidos na produção, transporte, distribuição e revenda de combustíveis no país.

¹⁰ A metodologia utilizada para a definição do consumo de combustíveis e do preço médio dos combustíveis leves será apresentada posteriormente no item 4.3 deste estudo.

Figura 15 – Taxa de crescimento anual do consumo de combustíveis leves nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a), EPE (2013) e ABEGÁS (2014).

Apesar de trazer informações relevantes para a proposta sugerida neste estudo, o Modelo A é, aparentemente, limitado ao não incorporar variáveis importantes para a análise do consumo brasileiro de combustíveis leves no período analisado. Nesse passo, optou-se por estimar um segundo modelo, denotado por “Modelo B”, em que a frota de veículos passa ser parte integrante do sistema. Dessa forma, tem-se:

$$C = f(P_c, Y, V) \quad (5)$$

$$\text{com } \frac{\partial C}{\partial P_c} < 0 \quad \frac{\partial C}{\partial Y} > 0 \quad \frac{\partial C}{\partial V} > 0$$

em que C representa o consumo de combustíveis, P_c , o preço médio dos combustíveis leves, Y , a renda e V representa a frota de veículos e motocicletas.

Como os dados oficiais para a frota brasileira são superestimados e a estimação do modelo definido na eq. (5) impossibilitaria uma análise mais elaborada do efeito das diferentes medidas e mudanças observadas sobre demanda por combustíveis leves no Brasil, o modelo foi reestruturado de forma a substituir a série que representa a frota por variáveis determinantes de sua variação e características, permitindo, com isso, um estudo mais completo do problema¹¹.

Seguindo a lógica apontada por Storchmann (2005), Belhaj (2002), Johansson e Schipper (1997) e Uri (1982) entre outros, assume-se que o estoque de veículos é definido a

¹¹ A dificuldade de mensuração da frota de veículos leves também esbarra na necessidade de se somar o número de veículos e de motocicletas em circulação que, notadamente, devem apresentar níveis de consumo diferenciados.

partir de variáveis econômicas e não por uma taxa fixa de sucateamento invariável ao longo do tempo¹².

Essa lógica considera que não apenas as vendas de veículos e motocicletas novas, que representam a inclusão de novas unidades à frota circulante, mas também o nível de sucateamento dos veículos em circulação são influenciados por variáveis econômicas associadas ao mercado de cada país.

Nessa linha, além da renda e do preço dos combustíveis, optou-se por inserir ao Modelo B duas variáveis adicionais que representam o volume de crédito destinado à compra de veículos e o preço médio dos veículos novos como determinantes da frota em circulação.

A importância da renda e do preço dos combustíveis na definição do tamanho e do tipo de frota disponível é intuitiva e, como visto, já foi abordada por diversos estudos. Adicionalmente, a descrição realizada nos tópicos anteriores e as estimativas de demanda por veículos obtidas por De Negri (1998), Gabriel (2010) e Alvarenga et al. (2010) evidenciam que, no mercado brasileiro, o volume de crédito destinado à compra de automóveis e motocicletas, bem como o preço dos veículos novos são fundamentais na definição do volume de vendas e, conseqüentemente, da frota.

Nesse caso, o crédito interfere na escolha intertemporal do consumidor, pois altera as condições para o consumo presente. O preço dos veículos, por sua vez, além de fundamental para a definição da demanda, atua como *proxy* para o custo de posse dos mesmos, pois usualmente os custos fixos associados a seguros e tributos são atrelados ao valor de mercado desses bens.

Com isso, o modelo representado na eq. (5) passa a ter a seguinte configuração:

$$\text{Modelo B: } C = f[P_c, Y, V(P_c, Y, C_r, P_v)] \quad (6)$$

ou simplesmente

$$\text{Modelo B: } C = f(P_c, Y, C_r, P_v) \quad (7)$$

$$\text{com } \frac{\partial C}{\partial P_c} < 0 \quad \frac{\partial C}{\partial Y} > 0 \quad \frac{\partial C}{\partial C_r} > 0 \quad \frac{\partial C}{\partial P_v} < 0$$

em que C representa o consumo de combustíveis, P_c , o preço médio dos combustíveis leves, Y , a renda, C_r as condições de crédito para a compra de veículos e P_v , o preço dos veículos novos.

¹² A maior parte desses estudos estima equações individuais para mensurar o impacto da renda, do preço e de outras variáveis sobre a frota de veículos.

Apesar de a estrutura especificada na eq. (7) não permitir a decomposição das elasticidades preço e renda da demanda em seus diversos componentes¹³, ela permite identificar o impacto final de cada elemento sobre a demanda energética da frota, bem como a importância dessas variáveis para o consumo brasileiro de combustíveis.

Cabe esclarecer que o uso do diesel como combustível alternativo para a obtenção de serviços de transporte privado não se justifica no Brasil, pois a comercialização de veículos leves de passageiros movidos a diesel é proibida desde 1976¹⁴.

4.2 Procedimento econométrico

4.2.1 Ordem de integração das variáveis

Os procedimentos econométricos adotados para a análise empírica dos determinantes da demanda por combustíveis leves tiveram como ponto de partida a realização dos testes de raiz unitária, visando avaliar a presença de tendência estocástica e identificar a ordem de integração das séries analisadas¹⁵.

Essa etapa é essencial para nortear a estimação do modelo e selecionar os procedimentos mais adequados ao estudo, evitando-se problemas de regressão espúria, como apontado inicialmente por Granger e Newbold (1974).

A aplicação dos testes de raiz unitária considerou um número máximo de duas raízes, já que variáveis econômicas raramente apresentam ordem de integração maior que dois (ENDERS, 2010).

¹³ A estrutura desenhada, por limitações na disponibilidade de dados confiáveis, não permite, por exemplo, identificar o efeito isolado da renda sobre a intensidade de uso dos veículos e sobre o estoque de veículos em circulação.

¹⁴ A proibição do uso do diesel em veículos leves se deu inicialmente pela portaria nº 346, de 19 de novembro de 1976, do Ministério da Indústria e Comércio. Essa portaria foi substituída em 29 de julho de 1993 pela portaria 16 do Departamento Nacional de Combustível-DNC e, posteriormente, pela portaria 23 do mesmo Departamento em 6 de junho de 1994. Atualmente, a Resolução 25/98 do Conselho Nacional de Trânsito – CONTRAN somente autoriza o emplacamento de veículos providos de motor a diesel se os mesmos atenderem as normas definidas na portaria 23/1994 do DNC.

¹⁵ A ordem de integração de uma variável refere-se ao número de vezes em que a mesma precisa ser diferenciada para se tornar estacionária. Seguindo a notação amplamente utilizada no campo econômico, as variáveis integradas de ordem 1 e 2 serão, neste estudo, identificadas pela notação por $I(1)$ e $I(2)$, respectivamente. De forma semelhante, variáveis fracamente estacionárias serão identificadas como $I(0)$.

Dessa forma, seguindo-se a lógica *top-down* sugerida por Pantula (1989), inicialmente foi testada a presença de duas raízes unitárias em cada uma das séries e, em uma segunda etapa, verificou-se a hipótese de existência de uma raiz.

Assim, para se avaliar se alguma das variáveis pode ser considerada I(2), foi adotado o teste estruturado por Dickey e Pantula (1987), identificado por DP neste estudo. De acordo com o procedimento sugerido pelos autores, nessa situação, o teste é conduzido a partir da equação a seguir:

$$\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

que, acrescida de componentes deterministas e termos de aumento, pode ser representada por:

$$\Delta^2 y_t = \beta_0 + \beta t + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que y_t é a série de tempo avaliada, t representa a tendência determinista, p refere-se ao número de termos de aumento empregados e ε_t é o termo aleatório com $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

A hipótese nula a ser testada a partir da equação (9) assume a presença de duas raízes unitárias. Nesse caso, a significância estatística do coeficiente estimado ($\hat{\beta}_1$) não deve indicar a rejeição da nulidade do parâmetro. A hipótese alternativa, por sua vez, é de que y_t apresenta apenas uma raiz (nesse caso, deve-se avaliar se $\beta_1 < 0$)¹⁶.

Concluída essa etapa, a existência de uma única raiz no processo estocástico gerador das séries foi verificada a partir dos testes DF-GLS (ELLIOTT, ROTHENBERG e STOCK 1996), Ng-Perron (NG e PERRON, 2001) e KPSS (KWIATKOWSKI et al. 1992).

Os testes DF-GLS e Ng-Perron foram escolhidos porque são considerados versões mais eficientes dos testes propostos por Dickey e Fuller (1981) e Phillips e Perron (1988), respectivamente. Segundo Hatanaka (1996), as modificações introduzidas por esses novos procedimentos buscaram corrigir problemas de perda de poder e distorção de tamanho observados em algumas situações nos testes originais.

Ambos os testes DF-GLS e Ng-Perron adotam como hipótese nula a presença de uma raiz unitária ($H_0: d=1$), contra a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias. Dessa forma, visando proceder a uma análise confirmatória dos resultados, optou-se pela

¹⁶ Um detalhamento sobre o procedimento algébrico utilizado para se obter a equação (9) pode ser encontrado em Enders (2010) e Maddala e Kim (1998).

implementação do teste KPSS, cuja principal característica é a inversão das hipóteses em avaliação. Esse procedimento confirmatório aumenta a eficiência da análise e garante resultados mais robustos na identificação da ordem de integração das séries (MADDALA e KIM, 1998).

Em relação ao uso de componentes deterministas, apesar de existirem algumas sugestões com estratégias para a definição destes em testes de raiz unitária (vide PERRON, 1988; DOLADO et al., 1990; ENDERS, 2010, entre outros), optou-se por realizar todos os testes descritos com e sem a inclusão de termos não estocásticos, garantindo uma melhor avaliação dos resultados.

No tocante ao número ótimo de defasagens, a definição dos componentes autorregressivos no teste DP foi obtida a partir da análise da função de autocorrelação amostral dos resíduos e da avaliação da significância estatística do coeficiente da maior defasagem.

Nos testes DF-GLS e Ng-Perron, o número de defasagens empregado foi definido a partir dos critérios de informação sugeridos pelos respectivos autores. Portanto, o critério de informação de Schwarz - SBC (SCHWARZ, 1978) foi utilizado para o teste DF-GLS e o de Akaike Modificado – MAIC (NG E PERRON, 2001) no caso do Ng-Perron. O teste KPSS, por sua vez, foi estimado utilizando o método espectral de Bartlett Kernel e a seleção automática proposta por Newey e West (1994).

4.2.2 Autorregressão vetorial e estratégia de estimação

Os modelos A e B apresentados na seção anterior serão estimados a partir da metodologia de autorregressão vetorial – VAR (SIMS, 1980). Esse tipo de abordagem é amplamente difundida em estudos econômicos que procuram analisar as inter-relações e a dinâmica entre um conjunto de variáveis definidas a partir de fundamentos econômicos ou pela observação empírica.

Um modelo VAR de ordem p , estabelecido para um conjunto K de variáveis endógenas $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$, pode ser representado por:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t \quad (10)$$

em que A_i contém os $(K \times K)$ coeficientes matriciais para $i = 1, \dots, p$ e μ_t é um processo K -dimensional com $E(\mu_t) = 0$, com matriz de covariância definida positiva e invariante no tempo, $E(\mu_t, \mu_t') = \Sigma_\mu$ (ruído branco).

Conforme apontado na revisão de literatura, a presença de relações de longo prazo estáveis é comum em trabalhos que avaliam a demanda por combustíveis. Dessa forma, o uso do VAR para a estimativa dos modelos A e B foi seguido da análise de cointegração de Johansen (JOHANSEN, 1988, 1991, 1995; JOHANSEN e JUSELIUS, 1992), procurando-se identificar a existência de combinação linear entre as tendências estocásticas das séries.

Detectada uma ou mais relações de cointegração, o modelo VAR expresso pela eq. (10) passa a ser reescrito na forma de um modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erro (VEC), o qual, acrescido de termos determinísticos, pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C D_t + \mu_t \quad (11)$$

com $\Pi = \alpha\beta' = -(I - A_1 - \dots - A_p)$, $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ para $i = 1, \dots, p$ e D_t contém os componentes determinísticos do sistema (variáveis *dummies* sazonais, tendência determinística, constante e *dummies* para controle de *outliers*, por exemplo). Nesse caso, α representa os coeficientes de ajustamento do modelo e β contém os vetores de cointegração. Essas duas matrizes possuem dimensão $(K \times r)$, sendo r o *rank* de cointegração.

Essa modelagem permite que sejam estimadas as elasticidades de longo prazo para o Modelo A, bem como avaliadas as relações entre as variáveis introduzidas no Modelo B. Entretanto, conforme apontado por Breitung et al. (2004), a versão reduzida do VAR sem nenhum tipo de restrição econômica pode dificultar a análise dos resultados que serão obtidos a partir do ferramental analítico a ser empregado. Ao se utilizar uma matriz triangular para a ortogonalização dos choques, esse tipo de modelagem pode gerar resultados sensíveis à ordenação das variáveis no sistema estimado.

Dessa forma, optou-se pelo uso da abordagem estrutural do VAR a partir da decomposição introduzida por Sims (1986) e Bernanke (1986), que estabelece restrições às relações contemporâneas entre as variáveis.

Nesse caso, o VAR cointegrado definido pela eq. (11) passa a ser escrito da seguinte forma:

$$E \Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + C^* D_t + v_t \quad (12)$$

em que E representa uma matriz $(K \times K)$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor y_t ; D_t contém todos os componentes determinísticos do sistema; $\Pi^*, \Gamma_j^* (j = 1, \dots, p-1)$ e C^* representam as matrizes de parâmetros da forma

estrutural; e v_t é um vetor ($K \times 1$) de erros com média zero e matriz de covariância Σ_v invariante no tempo (ruído branco).

A representação dada pela eq. (12) também pode ser estruturada na forma reduzida correspondente a eq. (11) fazendo com que $\Gamma_j = E^{-1}\Gamma_j^*$ ($j = 1, \dots, p - 1$), $C = E^{-1}C^*$, $\Pi = E^{-1}\Pi^*$ e $\mu_t = E^{-1}v_t$.

A matriz de restrições aplicada a esse sistema assume que o consumo de combustíveis leves é influenciado contemporaneamente por todas as variáveis do modelo, mas não exerce influência contemporânea sobre o preço.

Essa estrutura segue a lógica utilizada pela quase totalidade dos estudos empíricos sobre demanda por combustíveis, que superam o problema de identificação da demanda assumindo exogeneidade dos preços.

Esse pressuposto é calcado no fato de que, em geral, os preços dos combustíveis fósseis são fixados domesticamente a partir de dois mecanismos: a) decisões *ad hoc*, quando os valores são reajustados pelo poder público ou por empresas de petróleo controladas direta ou indiretamente pelos governos; e b) pelos preços internacionais do petróleo, com internalização a partir de ajustes automáticos definidos em fórmulas pré-estabelecidas ou pelas condições de mercado em situações de menor regulação/intervenção estatal. Nesse segundo caso, a exogeneidade dos preços relaciona-se ao fato de que, com raras exceções, as condições de mercado de um único país são insuficientes para influenciar o preço internacional do produto.

No caso brasileiro, a descrição realizada nos tópicos anteriores deixa claro que esse pressuposto é válido para os preços da gasolina e do GNV, cuja oferta é praticamente controlada por uma única empresa e as decisões de alteração de preço são tomadas independentemente das condições de demanda.

Essa lógica também pode ser parcialmente transposta para o preço do etanol hidratado, que possui um teto dado pelo preço da gasolina. Como visto na revisão de literatura apresentada, quando o preço do hidratado na bomba é maior que o diferencial de rendimento do veículo *flex* com gasolina, os consumidores tendem a substituir o combustível renovável pelo seu concorrente fóssil.

Essas características, associadas ao fato de que ao longo do período analisado o etanol hidratado representou, no máximo, 30% da energia consumida pelos veículos leves,

justificam a especificação adotada para o preço médio dos combustíveis do ciclo Otto na estrutura de restrições contemporâneas proposta.

Logo, matricialmente, para o Modelo B, as restrições impostas ao sistema descrito pela eq. (12) podem ser representadas da seguinte forma:

$$y_t = [C_t, Y_t, Pc_t, Cr_t, Pv_t] \quad (13)$$

e

$$E = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

sendo C_t o consumo de combustíveis leves, Y_t , a renda, Cr_t , o volume de crédito para a compra de veículos, Pc_t , o preço médio dos combustíveis leves e Pv_t é o preço médio dos veículos novos.

A especificação dada pela matriz apresentada em (14) também foi testada permitindo relações contemporâneas na equação referente ao crédito destinado à compra de veículos. Nesse caso, como o montante contratado de crédito direto ao consumidor para a compra de veículos foi utilizado para representar as condições desse mercado, é de se esperar que essa variável possa ser contemporaneamente influenciada pela renda e pelo preço dos veículos novos (elementos a_{32} e a_{35} da matriz apresentada em 14).

Na especificação dos modelos A e B, o número de defasagens (p) para o VAR foi determinado pelo teste sequencial de razão de verossimilhança (ver LÜTKEPOHL, 2005) e pela análise conjunta dos critérios de informação de Hannan-Quinn – HQ (HANNAN e QUINN, 1979), Akaike – AIC (AKAIKE, 1973 e 1974), Schwarz – SBC (SCHWARZ, 1978) e Erro de Previsão Final – FPE (AKAIKE, 1969 e 1970).

Os testes do traço e do máximo autovalor (JOHANSEN, 1998 e 1991) foram utilizados para avaliar a presença de cointegração entre as séries. A inclusão de componentes deterministas para a realização destes procedimentos foi definida de acordo com as considerações descritas por Johansen (1995) e Hendry e Juselius (2000).

Por fim, a verificação do sistema estimado foi realizada a partir do teste de Jarque-Bera (BERA e JARQUE, 1980 e 1981; JARQUE e BERA, 1987) para a hipótese de resíduos com distribuição normal, das versões multivariadas do teste para autocorrelação de Ljung-Box

(LJUNG e BOX, 1978) e de Breusch-Godfrey (ver JOHNSTON E DINARDO, 1997) e do teste ARCH-LM para a presença de heterocedasticidade condicional (ver HAMILTON, 1994).

A análise dos resultados obtidos para os dois modelos foi estruturada a partir dos coeficientes estimados, da decomposição da variância dos erros de previsão e da decomposição histórica dos erros de previsão, cujo detalhamento será realizado oportunamente nos próximos tópicos do trabalho. Uma apresentação mais detalhada da metodologia aplicada pode ser obtida em Enders (2010), Lütkepohl (2005), Johansen (1995) e Hamilton (1994), entre outros. No caso da decomposição histórica dos erros de previsão, a lógica analítica adotada segue a mesma empregada por Campo, Barros e Bacchi (2011).

4.3 Base de dados

A amostra utilizada na estimação foi formada por cento e vinte observações referentes ao período compreendido entre abril de 2003 e março de 2013, totalizando dez anos de análise. A seleção de período anterior ou posterior àquele adotado na análise foi evitado devido à menor confiabilidade dos dados de consumo, ao menos até o momento da conclusão deste trabalho.

A demanda energética da frota de veículos leves foi obtida convertendo-se os volumes de etanol hidratado e gás natural veicular (GNV) em gasolina equivalente, de forma a evitar que o rendimento distinto entre os combustíveis pudesse influenciar a análise. Esse procedimento unifica a quantidade média de quilômetros rodados com cada litro de combustível consumido, permitindo que os volumes de GNV, gasolina e etanol hidratado sejam somados para compor a demanda por transporte privado no país.

No caso do GNV, o coeficiente utilizado para a conversão foi calculado considerando a quantidade de energia contida no combustível, equivalente a 1,23 m³ de GNV por litro de gasolina. Essa premissa foi estruturada a partir das informações publicadas pela Empresa de Pesquisa Energética - EPE (2013).

Para o etanol hidratado, informações disponibilizadas por diversas montadoras mostram que o rendimento dos veículos (quantidade de combustível gastos por quilômetro rodado) não é compatível com o diferencial de energia contida no biocombustível e na gasolina (NIGRO e SZWARC, 2010). Assim, seguindo indicações dos testes conduzidos por INMETRO (2014), optou-se por adotar o coeficiente de 0,70 litro de gasolina/litro de hidratado para representar o rendimento médio dos veículos em operação no país.

Na Figura 16 são apresentados os resultados de 2013 dos referidos testes, que envolveram 263 modelos e marcas distintas de veículos dotados de tecnologia *flex-fuel*. As informações apuradas indicam os rendimentos para os ciclos estrada e cidade e evidenciam a representatividade do índice adotado para obtenção da demanda por transporte privado.

Figura 16 – Diferencial de rendimento entre os veículos *flex* utilizando-se etanol hidratado e gasolina C nos ciclo cidade e estrada

Fonte: Elaborada a partir de dados do INMETRO (2014).

Nota: resultados ajustados para o nível de mistura vigente.

Com isso, o consumo de combustíveis leves (C) passou a ser dado por:

$$C_t = \sum_{i=1}^3 C_{it} \times Re_i \quad (15)$$

com C_{it} representando a quantidade consumida de cada combustível i no mês t (i = etanol hidratado, GNV e gasolina) e Re_i , o coeficiente de conversão para gasolina equivalente (0,70 no caso do etanol hidratado, 1,23 para o GNV e 1,00 para a gasolina).

Na composição dessa série foram utilizados dados mensais de consumo de gasolina e de etanol hidratado obtidos a partir de informações apuradas pela Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2014a) junto a produtores e distribuidores. Adicionalmente, foram adotados os dados compilados pela ABEGÁS (2014) referentes à quantidade de gás natural veicular comercializada no país.

O preço dos combustíveis do ciclo Otto (P_c) foi calculado como um índice do tipo Divisia¹⁷. Esse índice se constitui de uma média geométrica ponderada dos preços relativos dos diferentes combustíveis e foi selecionado por permitir alterações mensais nos pesos utilizados no cálculo. Esse aspecto é aderente às condições do mercado brasileiro, em que parte significativa dos consumidores pode escolher entre os diferentes combustíveis a partir dos preços relativos vigentes.

O índice utilizado foi obtido a partir da seguinte fórmula:

$$P_{c_t} = \prod_{i=1}^3 \left(\frac{P_{c_{it}}}{P_{c_{i0}}} \right)^{w_{it}}, \quad \text{com} \sum_{i=1}^3 w_{it} = 1 \quad (16)$$

em que $P_{c_{it}}$ representa o preço de cada combustível i no mês t (i = etanol hidratado, GNV e gasolina) e w_{it} é o fator de ponderação do preço relativo do combustível i no mês t , calculado a partir da proporção das despesas de cada produto nas despesas totais com combustíveis leves.

Para a composição da série definida na eq. (16), os preços mensais de cada combustível nos postos revendedores foram obtidos junto à ANP (2014b) e convertidos em gasolina equivalente utilizando-se os mesmos procedimentos adotados na composição do consumo do ciclo Otto (a conversão foi necessária para unificar o valor pago por quilômetro percorrido com o uso de cada um dos combustíveis).

O preço médio dos veículos foi obtido a partir de dados disponibilizados pelo IBGE (2014). Já as condições de crédito para a compra de automóveis foram representadas por meio das concessões das operações de crédito direto ao consumidor (CDC) para aquisição de bens veículos – pessoa física, série apurada pelo Banco Central do Brasil – BACEN (2014).

No caso da renda, a análise dos estudos que avaliaram a demanda individual por combustíveis no Brasil, bem como de outros trabalhos que utilizaram dados mensais para representar a renda disponível, mostra que não existe uma uniformidade em relação à melhor *proxy* a ser adotada.

Entre os estudos que abordaram o mercado de combustíveis, verificou-se, para a representação da renda, o uso da arrecadação de ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços) por Santos (2013); do PIB (Produto Interno Bruto) por Burnquist e Bacchi (2002), Alves e Bueno (2003), Roura (2005), Nappo (2007) e Schunemann (2007); do consumo de energia elétrica por Serigati et al. (2010) e Orellano et al. (2014); da produção industrial por Schunemann (2007); do índice de salário real da indústria de São Paulo por Diehl

¹⁷ Para mais detalhes, ver Hoffmann (2006).

(2012); do rendimento das pessoas ocupadas apurado na pesquisa mensal de emprego (IBGE, 2014) por Freitas e Kaneko (2011a e 2011b); do gasto de energia elétrica por Cardoso e Bittencourt (2014), entre outros.

Dada a falta de convergência em relação à melhor opção a ser utilizada para a representação da renda disponível, optou-se pela estimativa dos modelos A e B com o uso de diferentes *proxies*. Apesar de tornar a apresentação dos resultados mais intrincada, essa escolha elimina eventuais distorções promovidas pela opção selecionada e garante maior robustez e segurança acerca dos resultados obtidos.

Dessa forma, foram estimadas três versões distintas para o Modelo B: na versão 1, a renda foi representada a partir do Produto Interno Bruto disponibilizado pelo IBGE (2014); na segunda versão, adotou-se o consumo de energia elétrica apurado pela ELETROBRÁS (2014) como *proxy* para a renda; por fim, a terceira versão utilizou o rendimento médio das pessoas ocupadas, obtido por meio da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) conduzida pelo IBGE (2014). Para o Modelo A as estimativas foram tomadas considerando-se apenas a primeira e a segunda versões, dadas as limitações para a desagregação dos dados da PME entre as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste.

As séries monetárias utilizadas nos dois modelos foram convertidas para valores reais de março de 2013 (último mês de análise), utilizando-se como deflator o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA (IBGE, 2014). Com exceção dos preços e do rendimento da PME, as demais variáveis adotadas foram convertidas em valores *per capita* a partir da população residente divulgada pelo IBGE (2014)¹⁸.

Por fim, todas as variáveis foram transformadas em logaritmo de forma a se reduzir a variância e permitir que os coeficientes estimados possam ser interpretados na forma de elasticidades.

Para tornar o texto mais objetivo, ao longo da apresentação dos resultados, as variáveis utilizadas foram nomeadas de acordo com as abreviações detalhadas na Tabela 4. As séries com dados agregados para o mercado brasileiro, para a região Centro-Sul e para a região Norte-Nordeste receberam, respectivamente, os sufixos “br”, “cs” e “nne” para distinção em algumas tabelas e equações utilizadas ao longo do texto.

¹⁸ Seguindo-se a mesma metodologia empregada pelo IBGE (2014) para os anos intercensitários, os valores mensais da população foram obtidos por interpolação cúbica dos dados anuais. Para mais detalhes sobre esse tipo de metodologia, ver Boor (2001) e Ruggiero e Lopes (2008), entre outros.

Tabela 4 - Descrição das variáveis utilizadas nos modelos A e B

Variável	Descrição
<i>cons</i>	Consumo <i>per capita</i> de combustíveis leves, mensurado em volume de gasolina equivalente
<i>pcomb</i>	Preço médio real dos combustíveis leves
<i>renda1</i>	PIB <i>per capita</i> como <i>proxy</i> de renda (versão 1 dos modelos A e B)
<i>renda2</i>	Consumo de energia elétrica <i>per capita</i> como <i>proxy</i> de renda (versão 2 dos modelos A e B)
<i>renda3</i>	Rendimento real médio do trabalho como <i>proxy</i> de renda (versão 3 do Modelo B)
<i>cred</i>	Valor <i>per capita</i> real de crédito direcionado à compra de veículos
<i>pveic</i>	Preço médio real dos automóveis novos

A Tabela 5 traz uma síntese identificando as variáveis e a abrangência das diferentes especificações implementadas para os modelos A e B. No total foram estimadas 9 equações distintas.

No caso do Modelo A, a análise foi conduzida para o mercado brasileiro como um todo e para as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste. Essas três especificações se desdobraram em duas versões: a primeira considerando o PIB como *proxy* de renda e, a segunda, o consumo de energia elétrica.

O Modelo B, por sua vez, não incluiu variações regionais, dada a impossibilidade de obtenção de informações confiáveis para tanto. O referido Modelo foi estruturado considerando três variações distintas, que, assim como no Modelo A, se diferenciam apenas pelo uso das *proxies* adotadas para a representação da renda disponível.

A estrutura apresentada, além de permitir uma ampla análise dos resultados obtidos para cada modelo, possibilita a comparação dos parâmetros obtidos entre as diferentes regiões do país no caso do Modelo A e, posteriormente, entre os resultados dos modelos A e B para o mercado brasileiro como um todo.

Tabela 5 – Síntese das variáveis e abrangência de cada um dos modelos propostos

	Abrangência			Variáveis						
	BR	CS	NNE	<i>cons</i>	<i>renda1</i>	<i>renda2</i>	<i>renda3</i>	<i>pcomb</i>	<i>pveic</i>	<i>cred</i>
Modelo A										
<i>versão 1</i>	X	X	X	X	X			X		
<i>versão 2</i>	X	X	X	X		X		X		
Modelo B										
<i>versão 1</i>	X			X	X			X	X	X
<i>versão 2</i>	X			X		X		X	X	X
<i>versão 3</i>	X			X			X	X	X	X

5 RESULTADOS

5.1 Testes de raiz unitária

Na Tabela 6 são apresentados os resultados do teste proposto por Dickey e Pantula (1987) para se avaliar a presença de duas raízes unitárias. Os valores obtidos indicam a rejeição da hipótese nula (existência de duas raízes) para todas as séries utilizadas para o mercado brasileiro nos modelos A e B.

Ressalte-se que apenas para a variável “cons_br” a rejeição da hipótese nula se deu em patamar superior a 5% de significância em uma das variações do procedimento.

Tabela 6 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries agregadas para o mercado brasileiro

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado significância rejeição Ho
				5%	1%	
Consumo (cons_br)	tendência	10	-9,669	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	10	-9,767	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	11	-1,942	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)*
Preço médio combustíveis (pcomb_br)	tendência	1	-8,087	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	1	-8,122	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	1	-8,110	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***
PIB per capita (renda1_br)	tendência	10	-7,414	-3,447	-4,035	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	10	-7,117	-2,886	-3,485	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	10	-5,166	-1,944	-2,584	Rejeita Ho: I(2)***
Cons. energia elétrica (renda2_br)	tendência	9	-5,860	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	9	-5,651	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	11	-2,481	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)**
Rendimento PME-IBGE (renda 3_br)	tendência	3	-8,129	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	3	-7,977	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	3	-6,731	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***
Preço veículo (pveic_br)	tendência	0	-7,700	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	constante	0	-7,127	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	0	-6,141	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***
Crédito (cred_br)	tendência	10	-3,940	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)**
	constante	10	-3,801	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	nenhum	10	-3,793	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***

Notas: *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%; ¹ valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Descartada a hipótese de duas raízes, a existência de uma única raiz no processo estocástico gerador das séries foi verificada a partir da implementação dos procedimentos estruturados por Elliott et al. (1996), Ng e Perron (2001) e Kwiatkowski et al. (1992).

Os resultados dos testes que avaliam a possibilidade de as séries adotadas no Modelo A serem integradas de ordem um são apresentados nas Tabelas 7 a 11. Confrontando-se os valores críticos com as estatísticas dos testes, verifica-se, para todas as variáveis, que os coeficientes obtidos indicam a presença de uma raiz unitária.

Cabe mencionar que não foi observado nenhum tipo de conflito entre os resultados obtidos pelos testes DF-GLS e Ng-Perron. Apenas no caso da variável *renda2_br*, que utiliza o consumo *per capita* de energia elétrica para representar a renda disponível, houve resultado divergente para uma das variações do teste DF-GLS. Nesse caso, as demais variações dos procedimentos reforçaram a presença de uma raiz unitária na referida série.

Os resultados do teste KPSS, que adota como hipótese nula a ausência de tendência estocástica, também confirmou as conclusões quanto à não rejeição de uma raiz unitária na maior parte dos casos avaliados.

Tabela 7 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “*cons_br*”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
DF-GLS	tendência	11	-1,727	-3,022	-3,570	Não rejeita I(1)
	constante	14	0,929	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	11	7,696	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
NG-Perron	tendência	11	-0,211	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	14	2,039	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
KPSS	tendência	2	0,091	0,146	0,216	Não rejeita I(0)
	constante	9	1,308	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 8 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	1	-2,872	-3,012	-3,558	Não rejeita I(1)
	constante	2	-0,145	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	2	-0,807	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	2	-2,104	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	7	0,299	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	8	0,152	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	0,856	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula é rejeitada a 5% de significância.

Tabela 9 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	12	-1,551	-3,023	-3,572	Não rejeita I(1)
	constante	12	0,671	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	12	2,218	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-1,451	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	12	0,629	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	4	0,157	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	1,268	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula é rejeitada a 5% de significância.

Tabela 10 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	0	-3,806	-3,011	-3,557	Rejeita I(1)
	constante	0	0,263	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	0	-1,591	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-2,017	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	0	0,332	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	7	0,222	0,146	0,216	Rejeita I(0)
	constante	9	1,245	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 11 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda3_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	0	-2,171	-3,011	-3,557	Não rejeita I(1)
	constante	0	1,077	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	4	3,659	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	4	-1,041	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	0	1,135	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	7	0,190	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	1,281	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula é rejeitada a 5% de significância.

Os testes para se avaliar a existência de uma única raiz unitária também foram aplicados às séries adicionais utilizadas no Modelo B. Os resultados obtidos para as variáveis “pveic_br”, que representa o preço dos veículos novos, e “cred_br”, que contabiliza o volume de recursos disponível para a compra de automóveis, são apresentados nas Tabelas 12 e 13.

A partir das estimativas apresentadas, é possível concluir que a hipótese de séries integradas de ordem um também não pode ser descartada para as variáveis “cred_br” e “pveic_br”.

Tabela 12 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cred_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	1	-2,047	-3,012	-3,558	Não rejeita I(1)
	constante	1	-0,811	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	1	0,392	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	2	-1,615	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	12	-0,830	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	8	0,086	0,146	0,216	Não rejeita I(0)
	constante	9	0,819	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 13 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pveic_br”

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	1	-0,683	-3,012	-3,558	Não rejeita I(1)
	constante	1	2,716	-1,946	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	1	-3,119	-1,946	-2,585	Rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	1	-0,602	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	4	2,552	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	9	0,301	0,146	0,216	Rejeita I(0)
	constante	9	1,202	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

No caso da variável “cred_br”, visando conferir maior confiabilidade aos resultados obtidos, optou-se pela realização de teste adicional que avalia a hipótese de raiz unitária na presença de quebra estrutural.

Esse procedimento foi adotado após a análise gráfica da série (ver Figura 8), que sugere a possibilidade de mudança estrutural decorrente de choque exógeno associado aos efeitos da crise financeira mundial em 2008.

Na presença de quebra, o poder dos testes tradicionais fica comprometido e existe viés no sentido de aceitação da hipótese nula (Perron, 1989). Dessa forma, a referida série foi submetida ao teste proposto por Zivot e Andrews (1992).

Esse procedimento, a partir de modificações no método estruturado por Perron (1989), permite que seja avaliada a presença de quebra estrutural com identificação endógena do ponto de choque, garantindo, com isso, maior parcimônia na avaliação dos resultados¹⁹.

Os resultados do teste Zivot-Andrews para a variável “cred_br” encontram-se detalhados na Tabela 14²⁰. A partir das informações apresentadas, é possível verificar que não existe uma relação direta entre os pontos potenciais de quebra selecionados e o início da crise financeira internacional. Além disso, as estatísticas obtidas não indicam a rejeição da hipótese nula (variáveis integradas de ordem um) para a variável avaliada.

Tabela 14 – Resultados para o teste Zivot-Andrews

Componente determinista	Candidato a ponto de quebra ¹	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
			5%	1%	
<i>intercepto</i>	ago/2012	-2,982	-4,800	-5,340	Não rejeita I(1)
<i>tendência</i>	jun/2012	-2,972	-4,420	-4,930	Não rejeita I(1)
<i>ambos</i>	jun/2010	-3,224	-5,080	-5,570	Não rejeita I(1)

Nota: ¹ a definição dos termos de aumento utilizados no teste seguiu a lógica proposta por Perron (1989) e adotada por Zivot e Andrews (1992): a partir de um número máximo $k_{\max}=12$, foi selecionada a maior defasagem k_s cuja estatística do parâmetro estimado apresentou valor absoluto superior a 1,6 e, para $k_l > k_s$, a estatística foi inferior a 1,6 em valor absoluto. ² valores críticos obtidos em Perron (1989). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Nesse ponto, cabe ressaltar que todos os procedimentos descritos para as séries utilizadas nos modelos A e B para o mercado brasileiro como um todo foram aplicados às variáveis adotadas na estimação do Modelo A para as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país (consumo regional, preço regional e renda regional).

Para tornar o texto mais objetivo, as tabelas com os resultados dos testes para as variáveis regionais são apresentadas no Anexo A. A análise dos valores obtidos nos diferentes

¹⁹ O procedimento proposto por Zivot e Andrews (1992) assume que a quebra estrutural ocorre em torno da hipótese alternativa e o ponto de quebra é selecionado tomando-se a data menos favorável à hipótese nula.

²⁰ O procedimento utilizado considerou três modelos do tipo inovacional: o primeiro com quebra no intercepto, o segundo com mudança na tendência e, o último, com alterações na tendência e intercepto conjuntamente.

procedimentos apresentados também indica a presença de uma raiz unitária nas séries utilizadas na especificação regional.

Com isso, é possível concluir com elevado nível de confiança que todas as variáveis especificadas nos modelos A e B são integradas de ordem um. Dessa forma, a estimação foi realizada com a primeira diferença das séries e a presença de relações de longo prazo entre elas avaliada a partir da aplicação dos testes de cointegração.

5.2 Estimativas para o Modelo A

5.2.1 Resultados para o mercado brasileiro

Inicialmente, a estimação do Modelo A, expresso na eq. (4), foi realizada a partir de um VAR padrão ou irrestrito, tendo a renda e o preço dos combustíveis como determinantes da demanda por energia para transporte privado.

Conforme descrito na metodologia, foram estimadas duas versões distintas para este modelo: a primeira, denotada “versão 1”, utilizou o PIB *per capita* como proxy para a renda disponível; e a segunda, indicada por “versão 2” ao longo do texto, adotou o consumo de energia elétrica *per capita* para representar a variação da renda.

O número ótimo de defasagens indicado por todos os procedimentos implementados para o VAR com constante e *dummies* sazonais foi $p = 3$ em ambas as variações do modelo (Tabela 15).

Identificada a ordem do VAR, foi verificada a existência de relação de longo prazo estável entre as variáveis do sistema. Para tanto, testes de cointegração foram conduzidos e as diferentes possibilidades de inclusão de termos deterministas apontadas por Johansen (1995) foram avaliadas.

A análise das séries, os resultados dos testes de cointegração e os procedimentos para diagnóstico do modelo indicaram como melhor opção o uso de constante dentro do vetor de cointegração. De acordo com Hendry e Juselius (2001), essa escolha é consistente com $E[\Delta x_t] = 0$, hipótese essa que é aderente às séries adotadas (Tabela 46 no Anexo B).

Adicionalmente, os testes de razão de verossimilhança para a hipótese nula $H_0: \beta_{const} = 0$, com distribuição *qui-quadrado* e um grau de liberdade, indicaram a significância estatística da constante para as duas versões do modelo. Para a versão que utiliza a variável renda1, o valor

obtido foi $\chi^2_{cte} = 6,670$ com valor-p = 0,010. A segunda variante do modelo, por sua vez, apresentou valor $\chi^2_{cte} = 6,951$ com valor-p = 0,008.

Os resultados do teste do traço e do máximo autovalor aplicados às versões do Modelo A para o mercado brasileiro são apresentados na Tabela 16. Como pode ser observado, as estatísticas obtidas em ambos os casos não indicam a rejeição de pelo menos um vetor de cointegração nas duas situações.

Tabela 15 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR para o mercado brasileiro

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
<i>Especificação com a variável renda1_br</i>					
0	NA	2,28E-04	0,13	0,93	0,45
1	1415,65	1,43E-10	-14,16	-13,14	-13,74
2	55,06	9,44E-11	-14,58	-13,34	-14,08
3	57,39*	5,97E-11*	-15,04*	-13,58*	-14,45*
4	8,98	6,37E-11	-14,98	-13,31	-14,30
<i>Especificação com a variável renda2_br</i>					
0	NA	4,45E-08	-8,42	-7,54	-8,06
1	606,66	1,01E-10	-14,51	-13,42	-14,07
2	59,03	6,33E-11	-14,98	-13,67	-14,45
3	49,00*	4,36E-11*	-15,36*	-13,83*	-14,74*
4	7,03	4,76E-11	-15,28	-13,53	-14,57

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 16 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – mercado brasileiro

Hipótese		Estatística do teste		Valores críticos ¹	
Nula	Alternativa	Versão 1	Versão 2	5%	1%
<i>Teste do traço</i>					
$r = 0$	$r > 0$	145,82	185,11	34,91	41,07
$r \leq 1$	$r > 1$	8,47	12,56	19,96	24,60
$r \leq 2$	$r > 2$	3,83	1,56	9,24	12,97
<i>Teste de máximo autovalor</i>					
$r = 0$	$r = 1$	137,35	172,56	22,00	41,07
$r = 1$	$r = 2$	4,64	11,00	15,67	24,60
$r = 2$	$r = 3$	3,83	1,56	9,24	12,97

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Dada a presença de um vetor de cointegração no sistema avaliado, o VAR apresentado anteriormente passou a ser escrito como um modelo vetorial autorregressivo com correção de erro (VEC), conforme especificado na eq. (11).

Os resultados dos testes de diagnóstico do VAR cointegrado estimado para as duas versões do Modelo A encontram-se detalhados na Tabela 47 do Anexo B. Os valores obtidos inicialmente indicaram a ausência de autocorrelação e heterocedasticidade condicional dos resíduos. O procedimento para se avaliar a hipótese de normalidade dos resíduos, por sua vez, indicou a presença de valores extremos nas séries. Dessa forma, foi incorporada variável *dummy* quando houve aumento exógeno no preço da gasolina nas refinarias sem compensação da CIDE cobrada sobre o derivado. O aumento abrupto do preço do etanol nas entressafras de 2011 e 2006, assim como a alteração brusca da taxa de câmbio no final de 2008 e de 2009 também foram controlados com o uso de *dummies*²¹.

Esses termos deterministas adicionais melhoraram o ajustamento do modelo, garantindo maior confiabilidade às inferências realizadas, sem promover nenhuma alteração significativa nos coeficientes estimados (para uma comparação detalhada dos valores obtidos nas duas situações, ver Tabela 48 no Anexo B).

Os coeficientes do vetor de cointegração estimados a partir do Modelo A para o mercado brasileiro como um todo estão detalhados na Tabela 17.

Tabela 17 – Vetor de cointegração estimado para o Modelo A, com dados agregados para o mercado brasileiro*

<i>Vetor</i>	<i>Variáveis</i>			<i>Constante</i>
	<i>Cons</i>	<i>renda</i>	<i>pcomb</i>	
<i>Versão 1 (uso do PIB per capita)</i>				
β'	1,000	-1,148 (0,0955)	0,391 (0,2086)	4,728
<i>Versão 2 (uso do consumo per capita de energia elétrica)</i>				
β'	1,000	-1,379 (0,1299)	0,855 (0,2007)	2.692

Nota: erro-padrão entre parênteses; valores padronizados para a variável *cons*;
*para a análise proposta, os sinais dos parâmetros devem ser invertidos de forma a se estabelecer uma relação direta de determinação do consumo de combustíveis leves.

²¹ A escolha desses pontos se baseou nas justificativas empíricas e econômicas apontadas, bem como no fato de que em todas as ocasiões $|\hat{\epsilon}_{i,t}| > 2,3$ desvios.

Os parâmetros obtidos apresentam os sinais esperados e erro-padrão reduzido, indicando a significância estatística do preço dos combustíveis e da renda nas relações de longo prazo obtidas nas duas versões do Modelo A.

Tomando-se os coeficientes apresentados na forma de uma relação de determinação do consumo de combustíveis leves no Brasil, é possível observar que a elasticidade-renda obtida para o longo prazo foi levemente superior a uma unidade (atingiu 1,148 na primeira versão e 1,379 na segunda)²².

Esses resultados são mais próximos dos valores obtidos por Dahl e Kurtubi (2001), Cheung e Thomson (2004) e Eltony e Al-Mutairi (1995) para Indonésia, China e Kuwait, respectivamente. Os valores são, contudo, inferiores aquele encontrado por Ramanathan (1999) para o mercado indiano (ver Tabela 3 para mais detalhes).

Os estudos que avaliaram a demanda no Brasil, detalhados nas Tabelas 1 e 2 na revisão de literatura, não são conclusivos a respeito da sensibilidade da demanda em relação à renda, dificultando qualquer comparação com os resultados obtidos neste trabalho. Conforme descrito nos tópicos anteriores, a disparidade dos resultados é explicada pelos períodos distintos de avaliação, pelas diferentes *proxies* utilizadas e por terem estimado a demanda para cada combustível individualmente.

Santos (2013), por exemplo, obteve uma elasticidade-renda de longo prazo para a demanda por etanol hidratado muito acima dos demais estudos (3,722) e uma demanda inelástica para a gasolina (elasticidade igual a 0,523). Nessa situação, a disparidade pode ser explicada, entre outros aspectos, pelo fato de que o aumento da renda no período recente promoveu uma elevação significativa da frota de veículos *flex* e, conseqüentemente, da demanda potencial por etanol hidratado. Assim, era esperado que a resposta do consumo de etanol hidratado durante o período analisado pelo autor fosse mais sensível às variações na renda do que a demanda por gasolina, já que o aumento da renda incorporou novos veículos *flex* à frota circulante, ampliando a proporção de automóveis aptos a utilizarem etanol.

A elasticidade-preço obtida para o longo prazo a partir da versão 1 do Modelo A, por sua vez, seguiu o mesmo padrão observado na totalidade dos estudos apresentados na Tabela 3, que avaliaram essa dinâmica em outros países. O parâmetro estimado para a versão 2 do referido modelo foi, em termos absolutos, levemente superior àqueles registrados pelos trabalhos apresentados na revisão de literatura.

²² A estatística do teste de razão de verossimilhança para $H_0: \beta_{renda} = 1$, com um grau de liberdade, foi $\chi^2_{renda1_br} = 10,50$ e $\chi^2_{renda2_br} = 6,39$, indicando a rejeição da hipótese nula.

Portanto, os coeficientes e as estatísticas obtidas nesta pesquisa sugerem que o preço dos combustíveis foi relevante na definição da demanda. Contudo, cabe ressaltar que, apesar da elevada significância, os parâmetros estimados indicaram reduzida sensibilidade da demanda a preço no longo prazo, com elasticidade inferior a uma unidade em termos absolutos (-0,855 na segunda versão do Modelo e -0,391 na primeira variante).

Claramente, nesse caso, a comparação com os resultados encontrados pelos estudos que avaliaram funções de demanda individuais para cada tipo de combustível no Brasil não é possível. Isso ocorre porque a demanda por um único combustível tende a apresentar elasticidade mais elevada no caso brasileiro devido à presença de frota *flex* e da frota de veículos convertidos para GNV, que ampliam a possibilidade de substituição dos combustíveis pelos proprietários de automóveis e motocicletas quando ocorrem mudanças nos preços relativos dos diferentes produtos.

Na verdade, para algumas análises, os parâmetros estimados neste trabalho complementam os resultados obtidos pelos estudos conduzidos no Brasil a partir da demanda específica pelos diferentes combustíveis. A partir das elasticidades estimadas nas duas situações, é possível afirmar, por exemplo, que um eventual imposto cobrado sobre os combustíveis fósseis devido às suas externalidades ambientais negativas promoveria um impacto significativo na participação dos diferentes tipos de combustíveis na matriz de transporte brasileira, mas, por outro lado, teria impacto menor na demanda total de energia pela frota de veículos leves (a reduzida elasticidade-preço da demanda torna o mercado de combustíveis uma das principais fontes de arrecadação de impostos em diversos países).

Além das elasticidades de longo prazo, a estimação do Modelo A também permitiu quantificar a resposta contemporânea ou de curto prazo da demanda a variações no preço e na renda. Os parâmetros obtidos apresentaram sinais corretos, apesar da não significância do coeficiente relacionado ao preço dos combustíveis na versão 1 do modelo (Tabela 18).

Os coeficientes obtidos para o curto prazo, tanto para a renda quanto para os preços dos combustíveis, são coerentes com os valores apontados pela literatura internacional.

Além disso, como era esperado, as elasticidades foram, em valor absoluto, inferiores aos parâmetros obtidos para o longo prazo. De fato, no curto prazo, a resposta da demanda é limitada pela frota de veículos em circulação, e as alterações no padrão de consumo ocorrem apenas por meio de mudanças na intensidade de uso desses equipamentos. Quando a análise é conduzida para um período mais longo, entretanto, essa restrição deixa de existir e ajustes mais intensos na demanda passam a ser observados. Nessa condição, os consumidores podem, por exemplo, alterar a quantidade, as características e até mesmo a eficiência da frota em uso.

Tabela 18 – Resultados do modelo de correção de erro estimado para o modelo A

	<i>Variáveis</i>	
	$\Delta renda_t$	$\Delta pcomb_t$
<i>Versão 1 (com o uso da variável renda1_br)</i>		
$\Delta cons_t$	0,451*** (0,135)	-0,241 (0,219)
<i>Versão 2 (com o uso da variável renda2_br)</i>		
$\Delta cons_t$	0,603*** (0,130)	-0,518*** (0,199)

Nota: erro-padrão entre parênteses. *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1% para o teste *t*.

A partir da estrutura proposta pelo Modelo A, é possível concluir que a renda e o preço dos combustíveis desempenharam, de fato, papel relevante na dinâmica do consumo ao longo do período analisado.

Além disso, os resultados evidenciaram que as respostas da demanda brasileira de combustíveis leves a alterações nas duas variáveis mencionadas não apresentam diferenças significativas em relação aos valores obtidos pela literatura internacional para outros países. No caso da renda, o parâmetro obtido ficou acima daquele apurado em mercados maduros, mas próximo dos valores registrados pelos estudos mencionados na revisão de literatura para países com menor nível de renda *per capita*. Em relação ao preço, não se observou um padrão mais assertivo na comparação dos valores obtidos neste trabalho com outros desenvolvidos nos diversos países citados na revisão de literatura.

Com isso, depreende-se que o crescimento do consumo de combustíveis no decênio 2003-2013 não se deve exclusivamente a um padrão de demanda diferenciado dos consumidores brasileiros. Em verdade, os coeficientes obtidos precisam ser associados ao aumento não desprezível da renda e à queda no preço dos combustíveis no período avaliado para uma melhor explicação da dinâmica do consumo a partir dessa análise inicial da problemática proposta.

5.2.2 Resultados para as especificações regionais

Na tentativa de se explorar um pouco mais as informações obtidas a partir deste modelo simplificado amplamente utilizado pela literatura internacional para a avaliação da demanda e desenho de políticas associadas a esse setor, o Modelo A também foi estimado para as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país.

Essas regiões são tradicionalmente utilizadas em análises com maior nível de desagregação do mercado brasileiro por possuírem características distintas sob o ponto de vista socioeconômico (a região Norte-Nordeste notadamente apresenta menor nível de renda se comparada à Centro-Sul), patamares diferenciados de preços dos combustíveis (os valores pagos pelos consumidores tendem a ser mais elevados na região Norte-Nordeste devido, em grande medida, aos custos de transporte e às alíquotas de imposto estadual) e safras de cana-de-açúcar com períodos de produção intercalados, promovendo, em muitas situações, uma dinâmica de preços de etanol combustível diferenciada nesses dois locais.

Os procedimentos utilizados para a estimativa das duas versões do Modelo A para o Centro-Sul e Norte-Nordeste seguiram a mesma sequência lógica aplicada ao modelo obtido para o mercado brasileiro como um todo.

O número ótimo de defasagens selecionado para as duas versões do VAR aplicadas às diferentes regiões foi $p = 3$ (ver Tabelas 49 e 50 no Anexo B). Os testes de cointegração apresentados nas Tabelas 19 e 20 a seguir indicaram a presença de relação de longo prazo estável entre as variáveis dos modelos, exigindo, portanto, a condução da análise a partir do VAR com de correção de erros (VEC).

Os resultados dos testes de diagnóstico dos modelos estimados são apresentados nas Tabelas 50 e 51 no Anexo B. Os valores obtidos para as especificações regionais indicaram a ausência de autocorrelação, heterocedasticidade condicional e não normalidade dos resíduos.

Tabela 19 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – região Centro-Sul

Hipótese		Estatística do teste		Valores críticos¹	
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>	<i>Versão 1</i>	<i>Versão 2</i>	<i>5%</i>	<i>1%</i>
<i>Teste do traço</i>					
$r = 0$	$r > 0$	149,02	195,29	34,91	41,07
$r \leq 1$	$r > 1$	9,71	17,84	19,96	24,60
$r \leq 2$	$r > 2$	3,60	3,28	9,24	12,97
<i>Teste de máximo autovalor</i>					
$r = 0$	$r = 1$	139,30	177,45	22,00	41,07
$r = 1$	$r = 2$	6,12	14,56	15,67	24,60
$r = 2$	$r = 3$	3,60	3,28	9,24	12,97

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Tabela 20 – Resultado dos testes de cointegração para o modelo A – região Norte-Nordeste

<i>Hipótese</i>		<i>Estatística do teste</i>		<i>Valores críticos¹</i>	
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>	<i>Versão 1</i>	<i>Versão 2</i>	<i>5%</i>	<i>1%</i>
<i>Teste do traço</i>					
$r = 0$	$r > 0$	106,22	103,60	34,91	41,07
$r \leq 1$	$r > 1$	6,00	9,64	19,96	24,60
$r \leq 2$	$r > 2$	1,28	0,58	9,24	12,97
<i>Teste de máximo autovalor</i>					
$r = 0$	$r = 1$	100,21	93,95	22,00	41,07
$r = 1$	$r = 2$	4,73	9,06	15,67	24,60
$r = 2$	$r = 3$	1,28	0,58	9,24	12,97

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Os coeficientes do vetor de cointegração estimados a partir dos modelos regionais são apresentados na Tabela 21 com sinais invertidos para a leitura direta na forma de elasticidades. Visando uma comparação mais objetiva com as elasticidades observadas para o mercado brasileiro, optou-se por incorporar à Tabela 21 os parâmetros já apresentados na Tabela 17.

Tabela 21 – Elasticidades de longo prazo obtidas a partir das diferentes especificações do Modelo A

Abrangência	Elasticidade		Elasticidade	
	<i>renda1</i>	<i>Preço comb.</i>	<i>renda2</i>	<i>Preço comb.</i>
	<i>Versão 1 (PIB com proxy renda)</i>		<i>Versão 2 (consumo de energia como proxy renda)</i>	
Norte-Nordeste	1,202 (0,1048)	-0,959 (0,1917)	1,741 (0,2056)	-1,109 (0,2380)
Centro-Sul	1,096 (0,0828)	-0,253 (0,1738)	1,250 (0,1166)	-0,770 (0,1780)
Brasil	1,148 (0,0955)	-0,391 (0,2086)	1,379 (0,1299)	-0,855 (0,2007)

Nota: erro-padrão entre parênteses

Os resultados mostram que os coeficientes do vetor de cointegração estimados a partir do Modelo A para diferentes especificações regionais apresentam sinais aderentes à teoria econômica e erro-padrão reduzido. A única exceção refere-se à elasticidade-preço da demanda obtida na variante estruturada para o Centro-Sul com o uso do PIB como *proxy* de renda (versão 1), que apresentou sinal esperado, mas baixa significância (estatística $t = 1,453$).

A partir dos elementos obtidos, é possível que sejam feitas algumas considerações adicionais sobre os modelos estimados e a demanda energética no mercado brasileiro para o período em análise.

Inicialmente, cabe mencionar que as elasticidades renda e preço da demanda obtidas nas versões que adotaram o consumo de energia como *proxy* para a renda disponível apresentaram, para as diferentes localidades, valor absoluto superior àquele obtido na mesma situação com o uso do PIB para representar a renda. Apesar dessa tendência de coeficientes mais elevados quando a variável “renda2” é utilizada, as conclusões sobre o nível de resposta da demanda às variações no preço e na renda não apresentaram divergências significativas entre as duas versões do sistema obtido.

Ao serem avaliados os resultados para as duas regiões do país, verifica-se que a sensibilidade da demanda a alterações na renda foi, nas duas versões do Modelo A, maior no Norte-Nordeste na comparação com os parâmetros estimados para o Centro-Sul. Os valores registrados para o mercado brasileiro como um todo ficaram no intervalo delimitado pelos coeficientes regionais.

Esses resultados corroboram, em grande medida, aqueles obtidos no trabalho conduzido por Dahl (2012), que utilizou dados de diversos estudos para verificar a influência do nível de renda e de preço dos combustíveis sobre as elasticidades-preço e renda da demanda por gasolina e diesel em diferentes países. No caso da gasolina, o autor compilou resultados de 140 artigos, que estimaram mais de 1000 equações para 70 nações.

No que tange à resposta da demanda à renda, foi observado um coeficiente maior para os países com reduzido nível de renda *per capita*. A despeito das diferentes especificações, métodos de estimação e políticas que possam ter influenciado o consumo de gasolina no período analisado, o autor verificou que a elasticidade-renda apresentava patamar mais elevado nos países com renda *per capita* anual de até US\$ 11.800 (elasticidade média obtida para essa faixa de renda foi de 1,26), com redução gradativa para níveis de renda *per capita* anual entre US\$ 11.800 e US\$ 26.000, chegando a se estabilizar próxima de 0,51 nos locais com renda por habitante mais elevada (acima de US\$ 26.000 por ano).

Esse padrão diferenciado da demanda, com valores mais elevados em locais com níveis inferiores de renda, se alinha com os resultados obtidos neste estudo. Enquanto a elasticidade-renda no Norte-Nordeste variou entre 1,202 e 1,741 nas versões 1 e 2 do Modelo A, respectivamente, no Centro-Sul, os valores se situaram entre 1,096 e 1,250 para a mesmas condições. Observou-se, portanto, uma resposta mais intensa da demanda na região com menor nível de renda *per capita*.

Dahl (2012) credita esse comportamento ao formato logístico da curva de demanda por automóveis e motocicletas. Nessa linha, Dargay et al. (2007), a partir de estudo empírico realizado para 45 países, mostraram que a demanda por veículos de fato apresenta respostas distintas de acordo com o nível de renda da nação avaliada e ponto de saturação próximo de 800 veículos por 1000 habitantes.

Dos resultados obtidos, se conclui que um aumento similar de renda deve promover um crescimento mais acentuado do consumo de combustíveis leves na região Norte-Nordeste que na Centro-Sul.

Em relação à elasticidade-preço da demanda, os valores obtidos a partir das estimativas realizadas para as séries regionalizadas também indicaram maior sensibilidade do consumo no Norte-Nordeste. Os coeficientes estimados para a região Centro-Sul atingiram -0,253 e -0,770 nas versões 1 e 2 do Modelo A, respectivamente. No Norte-Nordeste, por sua vez, o parâmetro alcançou -0,959 na situação com o uso do PIB como *proxy* de renda, chegando a apresentar elasticidade superior a uma unidade (-1,109) na segunda versão do Modelo A.

Essas informações sugerem que a política de contenção dos preços da gasolina nas refinarias e de desoneração dos tributos federais cobrados sobre o derivado, com consequente queda no valor real médio do combustível aos consumidores, promoveu maior estímulo à demanda na região Norte-Nordeste na comparação com o Centro-Sul e com os valores médios para o mercado brasileiro.

Com isso, é possível afirmar que o aumento mais acentuado do consumo no Norte-Nordeste no período 2003-2013 se deve à maior expansão da renda naquela região (Figura 17) e também à resposta mais intensa da demanda a variações na renda e no preço dos combustíveis no comparativo com o Centro-Sul.

Figura 17 – Participação das regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste no Produto Interno Bruto brasileiro

Fonte: Elaborada a partir de dados do IBGE (2014).

Essas informações oferecem fundamentos para uma melhor compreensão da dinâmica da demanda no mercado brasileiro e são especialmente importantes para o dimensionamento espacial do aporte de recursos na estrutura de produção, distribuição, armazenamento e revenda de combustíveis no país.

Em especial, vale ressaltar a necessidade de investimentos para garantir o suprimento regular na região Norte-Nordeste em um cenário de expansão da economia brasileira e queda no preço dos combustíveis. Nesse contexto, o crescente *déficit* de gasolina nesta região e o aumento gradativo das transferências de etanol originado no Centro-Sul (Figuras 18 e 19) tenderiam a se intensificar.

Figura 18 – Diferença entre a produção doméstica e o consumo de gasolina A nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2014a)

Figura 19 – Produção doméstica e o consumo de etanol (anidro e hidratado) nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP(2014a) e UNICA(2014).

A maior sensibilidade da demanda do Norte-Nordeste às alterações na renda também é observada quando a análise remete ao curto prazo. A partir da Tabela 22, é possível notar que os coeficientes obtidos para as diferentes versões do modelo indicam elasticidade-renda de curto prazo superior nesta região em comparação aos parâmetros obtidos para o Centro-Sul.

Por outro lado, a relação contemporânea do preço com o consumo não apresentou o mesmo padrão. Os parâmetros associados ao preço obtidos a partir da versão 1 registraram baixa significância e, na versão 2, o coeficiente estimado para o Norte-Nordeste foi inferior àquele verificado no Centro-Sul.

Tabela 22 – Elasticidades de curto prazo obtidas a partir das diferentes especificações do Modelo A

Abrangência	<i>Elasticidade</i>		<i>Elasticidade</i>	
	<i>renda1</i>	<i>Preço comb.</i>	<i>renda2</i>	<i>Preço comb.</i>
	<u>Versão 1</u> (PIB com proxy renda)		<u>Versão 2</u> (consumo de energia como proxy renda)	
Norte-Nordeste	0,505 (0,1260)	-0,237 (0,2073)	0,751 (0,1591)	-0,396 (0,2103)
Centro-Sul	0,425 (0,1362)	-0,232 (0,2100)	0,508 (0,0960)	-0,570 (0,1506)
Brasil	0,451 (0,1350)	-0,241 (0,2196)	0,603 (0,1299)	-0,518 (0,2000)

Nota: erro-padrão entre parênteses

Por fim, na comparação das duas versões avaliadas para o Modelo A, cabe destacar que se, por um lado, a versão 2 apresentou maior robustez em relação à significância dos parâmetros estimados, em especial àqueles para o curto prazo, por outro, a especificação com o uso do PIB como *proxy* para a renda (versão 1) ofereceu melhor performance nas previsões associadas ao consumo.

Com efeito, na Figura 20 é apresentada a função de distribuição acumulada dos erros de previsão das diferentes versões do referido modelo utilizadas para avaliar o consumo de combustíveis leves nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste. Os valores obtidos considerando-se a previsão mensal realizada a partir dos parâmetros estimados mostrou melhor aderência quando foi utilizada a versão 1 do modelo, que apresentou erros inferiores a 5% em cerca de 90% dos casos.

Essas informações evidenciam que, ao menos para o período em análise, o uso da versão simplificada proposta pelo Modelo A com a incorporação do preço dos combustíveis e do PIB *per capita* permitiriam indicações razoáveis sobre o comportamento futuro do consumo de combustíveis no mercado brasileiro.

Figura 20 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do consumo nas diferentes regiões e versões do Modelo A

As informações obtidas a partir do Modelo A, apesar terem permitido uma abordagem inicial do problema e uma análise com maior nível de desagregação, não incorporam todos os elementos associados às variações na demanda por transporte privado no mercado brasileiro entre 2003 e 2013.

Conforme detalhado no segundo tópico deste estudo, existem evidências de que a expansão do crédito e a queda no preço dos veículos também tenham influenciado o crescimento da demanda interna por combustíveis do ciclo Otto nesse período. Dessa forma, torna-se importante avaliar as informações geradas a partir do segundo modelo sugerido, que incorpora outras variáveis determinantes da frota no entendimento da demanda energética dos veículos leves no mercado brasileiro, permitindo, com isso, uma análise mais completa do problema.

5.3 Estimativas para o Modelo B

Conforme especificado na metodologia, o Modelo B foi estimado em três versões distintas. As duas primeiras seguiram a mesma lógica apresentada para o Modelo A e utilizaram, respectivamente, o PIB *per capita* e o consumo *per capita* de energia elétrica como *proxy* para a renda. A terceira versão, por sua vez, adotou o rendimento dos trabalhadores nas principais capitais do país para representar a renda disponível.

O número ótimo de defasagens especificado para as três versões do Modelo B (eq. 7) estimado a partir do VAR com *dummies* sazonais foi $p = 4$. Essa escolha se apoiou nos resultados do teste sequencial de razão de verossimilhança, do erro de previsão final e do critério de informação de Akaike para as versões 1 e 2 (Tabelas 23 e 24). Na terceira variante do modelo, o número inicial de defasagens foi selecionado de acordo com os resultados do erro de previsão final e do teste sequencial de razão de verossimilhança (Tabela 25).

Tabela 23 – Modelo B versão 1: determinação do número de defasagens do VAR

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1,37E-08	-3,92	-2,34	-3,28
1	1833,00	7,36E-17	-22,97	-20,79*	-22,09
2	64,06	5,69E-17	-23,25	-20,45	-22,11
3	61,75	4,37E-17	-23,53	-20,14	-22,16*
4	44,28*	4,04E-17*	-23,65*	-19,64	-22,02
5	15,62	5,37E-17	-23,41	-18,80	-21,54

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 24 – Modelo B versão 2: determinação do número de defasagens do VAR

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1,40E-08	-3,90	-2,32	-3,26
1	1808,14	9,80E-17	-22,69	-20,50*	-21,80
2	93,02	5,47E-17	-23,29	-20,49	-22,15
3	58,56	4,36E-17	-23,54	-20,14	-22,16*
4	42,79*	4,11E-17*	-23,63*	-19,63	-22,01
5	18,68	5,24E-17	-23,44	-18,83	-21,57

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 25 – Modelo B versão 3: determinação do número de defasagens do VAR

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1,87E-08	-3,61	-2,03	-2,97
1	1944,19	3,07E-17	-23,85	-21,66*	-22,96
2	64,46	2,36E-17	-24,13	-21,33	-22,99*
3	53,75	1,99E-17	-24,32	-20,92	-22,94
4	53,29*	1,65E-17*	-24,55	-20,54	-22,92
5	34,66	1,69E-17	-24,57*	-19,96	-22,70

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Identificado o número ideal de defasagens, procedeu-se à avaliação da presença de relação de longo prazo estável entre as variáveis. Nesse passo, cabe mencionar que em todas as versões foram utilizadas duas variáveis *dummies*, denotadas como *ipi_período1* e *ipi_período2*, que assumem valor 1 nos meses em que houve redução temporária do IPI cobrado sobre veículos (a primeira *dummy* refere-se à desoneração realizada no final de 2008 e, a segunda, à redução verificada a partir do segundo semestre de 2012) e zero para o restante do período em análise. A introdução das *dummies* referentes às desonerações do IPI busca identificar o impacto dessa medida sobre a demanda por combustíveis no mercado brasileiro.

Os resultados dos testes de cointegração, os métodos para diagnóstico do sistema estruturado e o erro-padrão dos parâmetros estimados indicaram o uso da especificação sem termos deterministas para as versões 1 e 3 do Modelo B²³.

Para a segunda versão, entretanto, esses procedimentos não apresentaram diferenças significativas entre as especificações com e sem o uso da constante dentro do vetor de cointegração (na Tabela 53, do Anexo C, são apresentadas as estimativas para as duas situações). Nesse caso, o teste de razão de verossimilhança para se avaliar a pertinência do uso da constante, com $H_0: \beta_{const} = 0$, distribuição *qui-quadrado* e um grau de liberdade, apresentou estatística $\chi^2_{cte} = 14,879$ (*valor-p* = 0,00), apoiando a escolha da especificação com a inclusão do termo determinista no vetor de cointegração.

Os resultados do teste do traço e do máximo autovalor aplicados às especificações selecionadas são apresentados nas Tabelas 26 a 28. Como se pode notar, em todas as situações os valores indicaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração, logo, a estimação

²³ Os testes de diagnóstico aplicados às três versões do Modelo B são apresentados nas Tabelas 54, 55 e 56 do Anexo C. Os resultados obtidos indicam a ausência de autocorrelação e heterocedasticidade condicional dos resíduos. Já a hipótese de normalidade não foi sustentada pelos valores apresentados. Nesse caso, dado o maior número de equações do sistema, optou-se por não utilizar variáveis *dummies* para o controle de valores extremos.

do sistema foi realizada a partir do modelo autovetorial com correção de erros (VAR cointegrado ou VEC).

Tabela 26 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 1 do Modelo B

<i>Hipótese</i>		<i>Estatística do teste</i>	<i>Valores críticos¹</i>	
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>		<i>5%</i>	<i>1%</i>
<i>Teste do traço</i>				
<i>r</i> = 0	<i>r</i> > 0	154,90	59,46	66,52
<i>r</i> ≤ 1	<i>r</i> > 1	19,90	39,89	45,58
<i>r</i> ≤ 2	<i>r</i> > 2	9,43	24,31	29,75
<i>Teste de máximo autovalor</i>				
<i>r</i> = 0	<i>r</i> = 1	135,00	34,40	35,17
<i>r</i> = 1	<i>r</i> = 2	10,47	23,80	28,82
<i>r</i> = 2	<i>r</i> = 3	8,53	17,89	22,99

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Tabela 27 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 2 do Modelo B

<i>Hipótese</i>		<i>Estatística do teste</i>	<i>Valores críticos¹</i>	
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>		<i>5%</i>	<i>1%</i>
<i>Teste do traço</i>				
$r = 0$	$r > 0$	201,67	76,07	84,45
$r \leq 1$	$r > 1$	32,22	53,12	60,16
$r \leq 2$	$r > 2$	18,41	34,91	41,07
<i>Teste de máximo autovalor</i>				
$r = 0$	$r = 1$	167,45	34,40	39,79
$r = 1$	$r = 2$	15,81	28,14	33,24
$r = 2$	$r = 3$	9,24	22,00	26,81

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Tabela 28 – Resultado dos testes de cointegração para a versão 3 do Modelo B

<i>Hipótese</i>		<i>Estatística do teste</i>	<i>Valores críticos¹</i>	
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>		<i>5%</i>	<i>1%</i>
<i>Teste do traço</i>				
<i>r</i> = 0	<i>r</i> > 0	190,29	59,46	66,52
<i>r</i> ≤ 1	<i>r</i> > 1	27,31	39,89	45,58
<i>r</i> ≤ 2	<i>r</i> > 2	11,36	24,31	29,75
<i>Teste de máximo autovalor</i>				
<i>r</i> = 0	<i>r</i> = 1	162,98	34,40	35,17
<i>r</i> = 1	<i>r</i> = 2	15,95	23,80	28,82
<i>r</i> = 2	<i>r</i> = 3	9,84	17,89	22,99

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Os coeficientes obtidos para a matriz de restrições E (ver eq. 12 e 14), que podem ser tomados como elasticidades de curto prazo, são apresentados na Tabela 29.

A partir das informações expostas, é possível verificar que os parâmetros estimados para as relações contemporâneas entre as variáveis do Modelo B apresentaram sinal esperado. As duas únicas exceções referem-se ao parâmetro que estabelece relação entre o consumo e a renda (elemento a_{12}) na versão 3 e aquele que capta o efeito do preço dos veículos sobre o consumo (elemento a_{15}) na versão 2 do modelo, que apresentaram sinal oposto, mas não foram estatisticamente significativos.

Ainda em relação ao efeito contemporâneo das variáveis sobre o consumo, cabe destacar que o coeficiente associado ao preço dos veículos novos apresentou baixa significância estatística nas três versões avaliadas (elemento a_{15}). Os resultados, portanto, não permitem uma afirmação assertiva em relação ao efeito contemporâneo ou imediato do preço dos veículos sobre o consumo de combustíveis leves.

Essas considerações acerca da significância dos referidos coeficientes devem, contudo, ser tomadas com cautela, pois o uso da estatística t em modelos VEC sobre-identificados não tem o mesmo rigor observado na estimação por mínimos quadrados ordinários.

Tabela 29 – Coeficientes estimados para a matriz de relações contemporâneas

	<i>Versão 1</i>	<i>Versão 2</i>	<i>Versão 3</i>
a_{12}	0,380 (0,1181)	0,684 (0,1262)	-0,100 (0,2129)
a_{13}	-0,126 (0,1374)	-0,306 (0,1364)	-0,244 (0,1517)
a_{14}	0,038 (0,0231)	0,073 (0,0208)	0,061 (0,0217)
a_{15}	0,265 (0,2724)	-0,056 (0,2566)	0,273 (0,2893)
a_{35}	-2,396 (1,1190)	-2,291 (1,1444)	-2,771 (1,2498)

Nota: a relação contemporânea do consumo com a renda, o preço dos combustíveis, o crédito e o preço dos veículos é dada, respectivamente, pelos coeficientes a_{12} , a_{13} , a_{14} e a_{15} . O parâmetro obtido para o coeficiente a_{35} refere-se às relações contemporâneas do crédito com o preço dos veículos novos. O parâmetro a_{32} não apresentou elevada significância estatística em todas as versões utilizada e, portanto, não foi incorporado ao sistema estimado.

A comparação entre as elasticidades de curto prazo apresentadas para o Modelo B e aquelas obtidas para o Modelo A mostram que os parâmetros estimados para a renda não

apresentaram alterações significativas nas diferentes especificações (Tabela 30). No caso do preço, entretanto, observou-se uma pequena redução no valor absoluto obtido quando novas variáveis foram introduzidas ao sistema (Modelo B), sem, contudo, promover mudanças relevantes na interpretação dos resultados.

Essa convergência dos valores obtidos a partir das diferentes especificações e versões avaliadas confere maior confiabilidade às elasticidades estimadas.

Tabela 30 – Elasticidades de curto prazo obtidas nos Modelos A e B

	<i>Modelo A</i>		<i>Modelo B</i>	
	<i>Renda</i>	<i>Preço comb.</i>	<i>Renda</i>	<i>Preço comb.</i>
Versão 1	0,451 (0,1350)	-0,241 (0,2196)	0,380 (0,1181)	-0,126 (0,1374)
Versão 2	0,603 (0,1299)	-0,518 (0,2000)	0,684 (0,1262)	-0,306 (0,1364)
Versão 3			-0,100 (0,2129)	-0,244 (0,1517)

Nota: erro-padrão entre parênteses.

Ainda em relação aos resultados de curto prazo, a despeito da baixa significância das elasticidades associadas ao preço dos veículos novos, as estimativas obtidas para a equação $\Delta cons$ a partir do Modelo B evidenciaram a influência das desonerações de IPI dos automóveis sobre a demanda por combustíveis leves no Brasil.

O coeficiente da variável *dummy* utilizada para se avaliar o impacto da primeira desoneração do IPI, ocorrida no final de 2008, apresentou sinal positivo e elevada significância estatística em todas as variações do Modelo B (Tabela 31). Ressalte-se também que os coeficientes estimados nas três versões apresentadas foram bastante próximos, evidenciando certa convergência dos valores obtidos.

Esses resultados estão em linha com os estudos conduzidos por Alvarenga et al. (2010) e IPEA (2009), cujas conclusões apontam a redução do imposto sobre o preço dos veículos novos como responsável por parcela significativa das vendas de automóveis em 2009. Nesse ano, as vendas de automóveis e comerciais leves do ciclo Otto apresentaram crescimento de 12,9% e atingiram 2,87 milhões de unidades (ANFAVEA, 2013), apesar da expressiva queda no volume de crédito destinado à compra de veículos e da retração na renda e no Produto da economia. No mesmo período, o consumo de combustíveis cresceu acima de 5%.

As estimativas obtidas indicam, portanto, que a medida adotada para atenuar os efeitos da crise financeira mundial sobre a economia brasileira por meio de incentivos à

indústria automobilística gerou estímulos adicionais à demanda de combustíveis do ciclo Otto no período associado à primeira desoneração de IPI.

Em verdade, os efeitos da crise e aqueles decorrentes desta medida anticíclica implementada pelo governo brasileiro geraram trajetórias distintas para a demanda e a oferta domésticas de combustíveis leves, especialmente a de etanol, cujos investimentos para a ampliação da capacidade de produção se reduziram significativamente devido à restrição de crédito nesse período.

Em relação ao segundo período de desoneração do IPI, que teve início em 2012, não se obteve uma confirmação clara do efeito desta redução sobre o consumo de combustíveis no país. O parâmetro estimado para a variável *ipi_período2*, apesar de ter apresentado o sinal esperado, indicando relação direta com a demanda de combustíveis leves, não apresentou significância estatística.

Os resultados mostram, portanto, que a desoneração promovida a partir do segundo semestre de 2012 pode não ter sido eficiente no sentido de promover ampliação das vendas de veículos, já que os seus efeitos sobre o consumo de combustíveis não foram registrados nas estimativas apresentadas.

Essa baixa repercussão da medida na demanda por combustíveis do ciclo Otto pode estar associada ao fato de que a mesma se estendeu por um período relativamente longo e com alterações no valor das alíquotas, reduzindo o estímulo ao consumidor. Adicionalmente, a antecipação de compra de veículos induzida pela redução de IPI ocorrida no final de 2008 pode ter comprometido a eficácia da medida implementada posteriormente. Por fim, cabe mencionar que o resultado empírico obtido para o segundo período de desoneração pode ter sido prejudicado pelo fato de o modelo não incorporar todos os meses em que a alíquota foi reduzida (a série utilizada contempla informações até março de 2003).

De todo o exposto, é possível afirmar que a política de redução de tributos sobre os veículos novos promoveu um estímulo à demanda de combustíveis e ajuda a explicar a surpreendente expansão do consumo no período subsequente à crise financeira. Esse mesmo efeito, entretanto, não foi evidenciado a partir de 2012, quando houve a retomada da desoneração do IPI.

Tabela 31 – Modelo B: resultados das estimativas, resposta Δ cons

Variáveis	Versão 1		Versão 2		Versão 3	
	Estimativa	Erro padrão	Estimativa	Erro padrão	Estimativa	Erro padrão
α	-0,499 ***	0,0388	-0,664 ***	0,0472	-0,298 ***	0,0196
$ipi_periodo1$	0,024 ***	0,0066	0,023 ***	0,0066	0,022 ***	0,0065
$ipi_periodo2$	0,008	0,0084	-0,015	0,0095	0,000	0,0085
$\Delta cons_{t-1}$	-0,543 ***	0,1096	-0,515 ***	0,1278	-0,736 ***	0,1056
$\Delta cons_{t-2}$	-0,326 **	0,1260	-0,453 ***	0,1435	-0,462 ***	0,1289
$\Delta cons_{t-3}$	0,038	0,1103	-0,025	0,1187	-0,015	0,1145
$\Delta renda_{t-1}$	-0,396 **	0,1532	-0,240	0,1695	0,261	0,2351
$\Delta renda_{t-2}$	-0,237	0,1537	-0,075	0,1591	0,138	0,2323
$\Delta renda_{t-3}$	0,166	0,1469	-0,331 **	0,1552	-0,277	0,2241
$\Delta pcomb_{t-1}$	-0,337 **	0,1612	-0,177	0,1643	-0,244	0,1650
$\Delta pcomb_{t-2}$	0,164	0,1756	0,180	0,1742	0,216	0,1821
$\Delta pcomb_{t-3}$	-0,213	0,1604	-0,126	0,1608	-0,194	0,1664
$\Delta cred_{t-1}$	-0,031	0,0263	-0,041	0,0249	-0,068 ***	0,0255
$\Delta cred_{t-2}$	-0,035	0,0248	-0,058 **	0,0249	-0,076 ***	0,0245
$\Delta cred_{t-3}$	-0,027	0,0250	-0,016	0,0243	-0,025	0,0239
$\Delta pveic_{t-1}$	0,030	0,3168	-0,392	0,4317	-0,103	0,3282
$\Delta pveic_{t-2}$	-0,348	0,3211	-0,431	0,3459	-0,666 *	0,3374
$\Delta pveic_{t-3}$	-0,072	0,3201	-0,010	0,3191	-0,105	0,3321
<i>dummies sazonais</i>						

Nota: *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1% no teste t .

Na sequência, a Tabela 32 expõe o vetor de cointegração estimado ($\hat{\beta}'$) para as diferentes versões do Modelo B, permitindo a análise das relações de longo prazo entre o consumo de combustíveis leves e as demais variáveis do modelo.

Tabela 32 – Vetor de cointegração estimado para o Modelo B*

Versão	Variáveis					Constante
	cons	renda	pcomb	cred	pveic	
Versão 1 do Modelo B						
β'	1,000	-0,663 (0,0481)	0,131 (0,121)	-0,089 (0,0298)	0,322 (0,0789)	-
Versão 2 do Modelo B						
β'	1,000	-0,851 (0,0527)	0,442 (0,1462)	-0,081 (0,0327)	0,358 (0,0963)	-6,457
Versão 3 do Modelo B						
β'	1,000	-0,529 (0,0702)	0,466 (0,2259)	-0,244 (0,0460)	0,216 (0,1075)	-

Nota: erro-padrão entre parênteses; valores padronizados para a variável *cons*; *para a análise proposta, os sinais dos parâmetros devem ser invertidos de forma a estabelecer uma relação direta de determinação do consumo de combustíveis leves.

Em primeiro lugar, é possível verificar que os sinais de todos os coeficientes obtidos para o longo prazo correspondem às relações previstas na especificação econômica do modelo.

As estimativas para as variáveis renda, crédito, preço dos veículos e dos combustíveis também apresentaram erro-padrão reduzido, indicando significância estatística dos parâmetros. A única exceção se deu em relação ao preço dos combustíveis na versão 1, com estatística $t=1,082$.

Similar aos resultados observados para o Modelo A, as elasticidades renda e preço da demanda obtidas a partir do Modelo B mostraram que a sensibilidade do consumo a alterações nessas duas variáveis econômicas é maior no longo prazo.

Nessa linha, a elasticidade-renda de curto prazo obtida a partir dos parâmetros estimados na matriz de relações contemporâneas estruturadas para o Modelo B atingiu 0,380 e 0,684 nas versões 1 e 2, respectivamente, contra 0,663 e 0,851 no longo prazo para as mesmas variantes do modelo (Tabelas 30 e 32). No caso do preço, as elasticidades estimadas para o curto prazo variaram de -0,306 a -0,126, enquanto que os coeficientes obtidos para o longo prazo ficaram entre -0,466 e -0,131.

Os parâmetros apresentados não se contrapõem à literatura sobre o tema. Os coeficientes referentes à elasticidade-preço indicam a reduzida sensibilidade da demanda por combustíveis leves às variações nessa variável econômica. A elasticidade-renda, por sua vez, ainda permanece dentro do intervalo indicado pelos estudos detalhados na Tabela 3.

Adicionalmente, os coeficientes obtidos estão em linha com as compilações e análises estruturadas por diversos autores. Espey (1998), por exemplo, utilizando resultados alcançados por mais de duzentos estudos, identificou que os valores mais recorrentes para a elasticidade-preço no curto prazo ficaram entre 0 e -0,25. Para o longo prazo, os intervalos mais frequentes indicaram valores entre 0 e -0,5. No caso da elasticidade-renda, a variação foi mais ampla: os intervalos mais recorrentes para o curto prazo apresentaram valores entre 0 e 0,75, com média de 0,39; no longo prazo, os coeficientes mais frequentes se situaram entre 0,51 e 1,00, tendo 0,81 como média. Esses resultados se assemelham àqueles apurados por Drollas (1984), Dahl e Sterner (1991), Goodwin et al. (2004) e Graham e Glaister (2004) a partir de estudos sobre o tema em diversos países.

Quando a discussão remete à comparação entre os coeficientes estimados a partir dos modelos A e B para o preço e para a renda no longo prazo, é possível verificar que as elasticidades obtidas a partir do modelo reduzido (Modelo A) foram, em valor absoluto, superiores àquelas verificadas a partir do modelo estendido (Modelo B), que incorporou outros regressores ao sistema (Tabela 33).

Tabela 33 – Comparação das elasticidades de longo prazo nos Modelos A e B

	<i>Variáveis</i>			
	<i>renda</i>	<i>pcomb</i>	<i>cred</i>	<i>pveic</i>
Versão 1				
<i>Modelo B</i>	0,663 (0,0481)	-0,131 (0,121)	0,089 (0,0298)	-0,322 (0,0789)
<i>Modelo A</i>	1,148 (0,0955)	-0,391 (0,2086)		
Versão 2				
<i>Modelo B</i>	0,851 (0,0527)	-0,442 (0,1462)	0,081 (0,0327)	-0,358 (0,0963)
<i>Modelo A</i>	1,379 (0,1299)	-0,855 (0,2007)		
Versão 3				
<i>Modelo B</i>	0,529 (0,0702)	-0,466 (0,2259)	0,244 (0,0460)	-0,216 (0,1075)

Nota: erro-padrão entre parênteses.

No caso da elasticidade-preço, a diferença entre os coeficientes não alterou as conclusões derivadas inicialmente a partir do Modelo A. De fato, em ambas as situações, o consumo se apresentou inelástico a alterações nos preços dos combustíveis. O valor estimado no modelo reduzido variou de -0,855 a -0,391, enquanto o coeficiente obtido no modelo estendido ficou entre -0,466 e -0,131.

Cabe ressaltar que essa baixa elasticidade, entretanto, não reduz a importância do preço dos combustíveis na análise dos determinantes da demanda energética da frota de veículos leves no Brasil. Em primeiro lugar, o parâmetro associado à essa variável apresentou elevada significância estatística nas versões e modelos estimados. Adicionalmente, a política de contenção dos aumentos de preços da gasolina comercializada pela Petrobras e as desonerações da CIDE aplicadas sobre o combustível promoveram uma redução real próxima de 25% no valor médio dos combustíveis aos consumidores entre 2003 e 2013, contraponto o reduzido coeficiente obtido, especialmente para o longo prazo.

No tocante à renda, a inclusão de novas variáveis no sistema alterou de forma mais intensa a elasticidade obtida nos dois modelos. No Modelo A, o parâmetro estimado sugere que a demanda por combustível é elástica (coeficientes obtidos variaram de 1,148 a 1,379), enquanto que, no Modelo B, a elasticidade estimada ficou entre 0,529 e 0,851.

Esse tipo de comportamento já foi descrito na literatura sobre o tema e possui justificativa bastante coerente, dando suporte às diferenças empíricas encontradas neste estudo.

Espey (1998), por exemplo, observou que os modelos que incluem a frota de veículos ou variáveis determinantes desta tendem a apresentar elasticidade-renda e preço menor do que os modelos reduzidos, que utilizam apenas a renda e o preço como determinantes do consumo. Nessa linha, Basso e Oum (2007) identificaram situação similar à observada nesse estudo ao verificarem que os modelos que incluem variáveis para mensurar a posse de veículos por parte dos consumidores tendem a apresentar elasticidade-renda de longo prazo similar àquela obtida para o curto prazo nos modelos reduzidos.

Isso ocorre porque a não inclusão de variáveis associadas à frota de veículos no modelo reduzido faz com que, ao menos parcialmente, os efeitos de longo prazo da variável omitida sejam implicitamente capturados pelas elasticidades preço e renda. No caso da renda, a alteração é mais evidente, pois essa variável influencia a intensidade de uso dos veículos e, ainda, o número de veículos em circulação no país. Dessa forma, ao se incluir a frota como variável do sistema, em teoria, restringe-se o efeito da renda apenas ao nível de utilização dos motores em operação.

Para Basso e Oum (2007), a incorporação de variáveis associadas à posse e às características dos veículos é relevante, na medida em que busca representar mais adequadamente a realidade. Entretanto, esse tipo de procedimento torna mais difícil a interpretação da elasticidade-renda de longo prazo, pois não permite identificar de forma isolada os efeitos da renda sobre o uso dos veículos em operação ou sobre a aquisição e as características dos veículos novos que são incorporados na frota circulante.

Não obstante a estimativa da elasticidade-renda tenha sido menor no Modelo B, a decomposição da variância dos erros de previsão da demanda por combustíveis, que mostra a proporção dos movimentos do consumo devido aos choques ocorridos sobre a própria série e sobre as outras variáveis do sistema, evidencia a importância dessa variável na interpretação do fenômeno analisado.

Com efeito, nas Tabelas 34 e 35 são apresentados, para os dez primeiros períodos, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do consumo para as versões 1 e 2 do Modelo B (essas duas variantes utilizam as mesmas variáveis adotadas na estimativa do Modelo A). É possível observar que a renda se configura como principal variável nessa análise, já que os choques na renda explicam mais de 30% e cerca de 20% da variância dos erros de previsão do consumo nas versões 1 e 2, respectivamente.

Essa relação direta entre a variável e a demanda por combustíveis obtida nos modelos A e B indicam que o aumento da renda verificado entre 2003 e 2013 exerceu influência significativa sobre a evolução do consumo de combustíveis leves no país. Com isso, é possível

afirmar que qualquer novo crescimento da economia brasileira exigirá uma ampliação da oferta interna de combustíveis, por meio de maior produção doméstica ou de importação.

Tabela 34 – Decomposição da variância dos erros de previsão do consumo na versão 1 do Modelo B

Período	Erro padrão	Variáveis				
		<i>cons</i>	<i>renda</i>	<i>pcomb</i>	<i>cred</i>	<i>pveic</i>
1	0,02	85,62	11,15	0,60	2,31	0,32
2	0,02	69,57	23,85	2,28	4,09	0,20
3	0,03	66,75	24,08	4,09	4,48	0,60
4	0,03	62,42	28,58	4,11	4,27	0,63
5	0,03	58,92	31,53	3,84	3,97	1,73
6	0,03	58,52	31,23	4,49	3,97	1,80
7	0,03	57,62	31,76	4,62	4,24	1,77
8	0,03	57,22	31,94	4,61	4,27	1,97
9	0,03	57,15	31,85	4,73	4,24	2,02
10	0,03	57,09	31,83	4,78	4,28	2,02

Tabela 35 – Decomposição da variância dos erros de previsão do consumo na versão 2 do Modelo B

Período	Erro padrão	Variáveis				
		<i>cons</i>	<i>renda</i>	<i>pcomb</i>	<i>cred</i>	<i>pveic</i>
1	0,02	67,85	19,04	4,59	7,96	0,56
2	0,02	60,47	23,56	3,27	12,10	0,60
3	0,02	57,77	21,90	5,58	14,09	0,65
4	0,03	59,54	19,70	5,75	14,21	0,81
5	0,03	58,88	19,52	5,67	14,76	1,16
6	0,03	58,25	19,26	6,12	15,12	1,25
7	0,03	58,49	19,05	6,07	15,14	1,24
8	0,03	58,41	19,01	6,13	15,14	1,32
9	0,03	58,24	18,91	6,10	15,40	1,34
10	0,03	58,28	18,89	6,10	15,38	1,35

Além da renda e do preço dos combustíveis, os coeficientes do vetor de cointegração estimados no Modelo B identificaram a relevância das condições de crédito para a compra de veículos e do preço dos veículos leves na definição do consumo de combustíveis no país.

De fato, os resultados do teste de razão de verossimilhança implementado para se avaliar a significância dessas variáveis na relação de longo prazo obtida foram altamente significativos.

Os valores estimados para o referido teste apresentaram, com um grau de liberdade e considerando as hipóteses $H_0:\beta_{cred}=0$ e $H_0:\beta_{pveic}=0$, as seguintes estatísticas: para a versão 1 $\chi^2_{cred}=9,321$ (*valor-p* = 0,002) e $\chi^2_{pveic}=7,739$ (*valor-p* = 0,005); para a versão 2 $\chi^2_{cred}=10,527$ (*valor-p* = 0,001) e $\chi^2_{pveic}=11,760$ (*valor-p* = 0,000); e, no caso da versão 3, $\chi^2_{cred}=17,009$ (*valor-p* = 0,000) e $\chi^2_{pveic}=1,991$ (*valor-p* = 0,158).

Nesse passo, os coeficientes apresentados na Tabela 32 mostram que melhorias nas condições para a tomada de recursos que elevem em 10% o volume de crédito destinado à compra de veículos leves provocam aumento médio entre 0,8% e 2,4% no consumo de combustíveis, dependendo da versão do modelo adotada²⁴. Esse índice não é desprezível quando se verifica que o volume mensal de crédito alocado para a compra de veículos no país chegou a quadruplicar entre 2003 e 2013. Entre o ápice da crise financeira mundial no segundo semestre de 2008 e o início de 2013, por exemplo, o aumento real do crédito *per capita* chegou a atingir mais de 170%.

Portanto, os resultados dos testes e a franca expansão das concessões para a compra de veículos entre 2003 e 2013, estimuladas, em grande medida, pelas mudanças estruturais no mercado creditício e pelas medidas tomadas para se reduzir o custo e ampliar o volume de recursos destinados aos consumidores, evidenciam a importância dessa variável para a surpreendente ascensão do consumo de combustíveis do ciclo Otto no país no período em análise.

Em relação ao preço dos veículos, os parâmetros estimados para o longo prazo (Tabela 32) mostram que uma queda de 10% no valor dos automóveis novos promoveria um aumento entre 2,2% e 3,6% na demanda por combustíveis, dependendo da versão do modelo. Esse resultado, associado à persistente redução no preço dos veículos novos a partir de 2008, permite inferir que essa variável também desempenhou papel relevante na determinação da demanda por combustíveis.

A saber, entre 2008 e 2013, a queda real no preço dos veículos atingiu quase 40%. Ademais, essas evidências se alinham com a discussão promovida anteriormente em relação ao efeito da redução do IPI na aquisição de veículos sobre o consumo de combustíveis no país.

²⁴ Apesar de ter sido adotado o parâmetro de 10% para exemplificar os resultados, cabe ressaltar que o parâmetro obtido para a elasticidade está associado a variações pequenas nas variáveis explicativas do modelo.

A contribuição do crédito e do preço dos veículos novos para o entendimento da evolução da demanda por combustíveis também pode ser verificada a partir da análise da decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo. Esse procedimento permite identificar a importância de cada tipo de choque ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados para a variável de interesse, considerando-se a previsão realizada no início de um período selecionado.

Neste estudo, a previsão foi conduzida tomando-se como referência o período compreendido entre janeiro de 2007 e o final da série (março de 2013). Esse período foi escolhido de forma a incorporar momentos em que houve aumento na taxa de crescimento do consumo e retração na da renda. Ademais, como visto anteriormente, ele incorpora alterações importantes no mercado creditício e no preço dos veículos²⁵.

Os resultados da decomposição histórica apresentados na Figura 21 mostram que os desvios entre os valores previstos pelo modelo e aqueles efetivamente realizados foram relativamente pequenos até o final de 2007. A partir de 2008, em especial do segundo semestre, a magnitude dos desvios passou a aumentar significativamente, chegando a atingir patamares próximos a 15% em 2009 e 20% ao final de 2012. Nesse período, os erros de previsão do consumo foram positivos, o que indica que o consumo cresceu acima do valor previsto pelo modelo.

Ao se fazer a decomposição dos erros de previsão tomando-se as previsões obtidas quando se considera apenas um dos fatores explicativos do consumo, é possível observar que as variáveis que trouxeram maior contribuição na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo a partir de 2008 foram o crédito e o preço dos veículos (Figura 22).

A comparação das informações expostas nas Figuras 21 e 22 evidenciam que os erros de previsão do consumo associados ao crédito apresentaram magnitude e direção similares às observadas nos erros obtidos quando todas as variáveis do modelo foram empregadas. Os erros de previsão advindos do preço dos veículos, por sua vez, também apresentaram importância significativa nos últimos anos da série.

Durante esse período, o preço dos combustíveis contribuiu para o crescimento do consumo acima do nível previsto, porém, em intensidade muito menor que aquela verificada para o caso do crédito e do preço dos automóveis. O efeito da renda, por outro lado, apresentou desvios pequenos e em sentido oposto ao das demais variáveis do sistema.

²⁵ Para tornar o texto mais objetivo, neste tópico são apresentados apenas os resultados para a versão 1 do Modelo B, já que os resultados para as demais versões apresentaram comportamento semelhante ao apresentado para a versão 1.

Essas evidências indicam, portando, que as alterações no crédito e no preço dos veículos novos contribuíram de forma significativa para que o consumo crescesse acima do nível esperado após 2008.

Em muitos períodos, o efeito dessas variáveis se complementaram, evitando quedas acentuadas no consumo. Logo após a crise financeira de 2008, por exemplo, observou-se uma redução abrupta na disponibilidade de crédito, cujos efeitos sobre a demanda de combustíveis foi atenuado pela a desoneração do IPI sobre automóveis. Passado esse período inicial, as medidas adotadas pelo governo federal e pelo Banco Central para a retomada do crédito deram sustentação ao consumo, cuja provável tendência de queda foi rapidamente revertida em 2009.

As informações obtidas também são importantes para avaliação dos impactos secundários de novas medidas de apoio à indústria automobilística sobre o mercado de combustíveis. Assim, as discussões observadas a respeito de novas reduções das alíquotas de IPI para automóveis e a possibilidade de criação de um fundo de investimentos em direitos creditórios visando ampliar as operações de crédito para a compra de veículos²⁶, se, por um lado, podem trazer eventuais resultados positivos para a economia, por outro, poderão ampliar a necessidade de aumento da oferta de combustíveis para atendimento do consumo interno.

Figura 21 – Erros de previsão obtido a partir da decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo para a versão 1 do Modelo B

²⁶ Vide notícia publicada por CARNEIRO (2014) e TELES et al. (2014), entre outros.

Figura 22 – Contribuição percentual das variáveis renda, pcomb, cred e pveic na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo de combustíveis na versão 1 do Modelo B

Em linhas gerais, as informações obtidas a partir do Modelo B reforçaram os resultados gerados pelo Modelo A. Em primeiro lugar, a magnitude e a significância dos coeficientes obtidos, bem como a decomposição da variância dos erros de previsão, mostraram que a ampliação da renda foi um dos principais elementos associados ao aumento do consumo de combustíveis leves no país no período avaliado. Adicionalmente, os parâmetros estimados para os preços dos combustíveis indicaram que o estímulo promovido pelo aumento da renda foi acentuado pela queda real no preço dos combustíveis, decorrente do uso combinado do controle de preços da gasolina e das desonerações de impostos sobre combustíveis como medidas anti-inflacionárias.

Além disso, os resultados do Modelo B também permitiram um maior detalhamento do fenômeno em análise, destacando a importância do crédito para a compra dos veículos e do preço desses bens sobre a trajetória ascendente do consumo. O crédito se mostrou altamente significativo na relação de longo prazo obtida e se destacou quando da decomposição histórica dos erros de previsão do consumo. Na mesma linha, a queda no preço dos veículos novos e a medida anticíclica adotada pelo poder público, com redução das alíquotas de IPI cobrado sobre esses bens, também se mostraram relevantes nas estimativas obtidas.

Nesse ponto, vale ressaltar que, no período em análise, em vários momentos observaram-se no mercado brasileiro medidas com sinais divergentes em relação à oferta e à demanda de combustíveis.

Logo após a crise financeira mundial, por exemplo, a redução dos impostos sobre veículos e as medidas para a retomada do crédito aos consumidores estimularam a ampliação da frota no mesmo momento em que se verificava redução no montante de recursos às empresas. Como resultado, observou-se uma ampliação do consumo e, por outro lado, um processo de consolidação sem precedentes na produção de etanol, com queda expressiva dos investimentos aplicados na construção de novas unidades produtoras e menor aporte financeiro para a manutenção dos canaviais²⁷.

Na mesma linha, nos últimos anos, o controle de preços da gasolina ao consumidor também criou estímulo ao consumo e, ao mesmo tempo, conferiu dificuldades à expansão doméstica da oferta de gasolina e de etanol.

Apesar de fugir ao escopo deste estudo uma análise mais detalhada sobre o comportamento da oferta interna de combustíveis, esses fatos evidenciam que a matriz de combustíveis nesse período não foi delineada a partir de um plano objetivo e transparente, com mecanismos e medidas específicas a esse mercado.

No caso da demanda, em diversos momentos, as preocupações associadas à segurança e ao planejamento energético ficaram em segundo plano ante os problemas de cunho econômico, como o avanço da inflação, a queda no Produto, a ampliação do *déficit* público, entre outros.

Ao longo do período em análise, observou-se, portanto, um cenário com crescimento significativo do consumo, sem contrapartida em termos de ampliação da oferta doméstica de combustíveis ou mesmo da capacidade de importação. Nesse contexto, os elementos abordados no presente trabalho poderão ser úteis para o debate sobre os desafios para a garantia de abastecimento no setor de transportes no país nos próximos anos.

²⁷ A retração na oferta de etanol no mercado interno naquele momento só não foi imediata pois havia um grande número de unidades produtoras recém-inauguradas ou em construção, limitando a velocidade de resposta da oferta.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, buscou-se entender a dinâmica da demanda energética da frota brasileira de veículos leves entre 2003 e 2013, a partir de uma abordagem pouco usual em estudos dessa natureza no país. Além de se desenvolver uma análise descritiva dos elementos que influenciaram a evolução do consumo de combustíveis do ciclo Otto no mercado brasileiro, foram estimados dois modelos para quantificar a influência desses elementos sobre a trajetória visualizada para a demanda energética nesse período.

O primeiro modelo elaborado para fundamentar a análise proposta seguiu estrutura amplamente utilizada na literatura empírica sobre o tema, tendo a renda e o preço dos combustíveis como variáveis essenciais para a determinação da demanda por combustíveis leves. Adicionalmente, foi estruturado e estimado um segundo modelo que incorporou outros determinantes da demanda doméstica e permitiu avaliar e quantificar os impactos das transformações ocorridas nos mercados de crédito e automobilístico, além de medidas de política pública adotadas nesse período, sobre o consumo de combustíveis leves no país.

No primeiro modelo, os coeficientes obtidos para a resposta da demanda às variações no preço dos combustíveis indicaram elasticidade entre -0,518 e -0,241 no curto prazo e no intervalo de -0,855 a -0,391 para o longo prazo. As elasticidades-preço da demanda estimadas a partir do modelo com a inclusão do crédito e do preço dos veículos novos variaram de -0,306 a -0,126 para o curto prazo e de -0,466 a -0,131 para um período mais longo, quando alterações na frota de veículos utilizada para a obtenção de serviços de transporte privado são possíveis.

Os resultados em ambas as especificações indicaram que a demanda energética da frota de veículos leves apresenta sensibilidade limitada a alterações nos preços dos combustíveis. Entretanto, a despeito da baixa elasticidade, essa variável se mostrou relevante para o entendimento do crescimento acentuado do consumo, especialmente devido ao uso do preço dos combustíveis como mecanismo para o controle da inflação. De fato, a contenção de aumentos nos preços da gasolina praticada pela Petrobras, as perdas auferidas pela empresa com as importações do produto e as reduções no nível de tributos federais sobre combustíveis fizeram com que o valor médio real desses produtos aos consumidores caísse cerca de 25% entre 2003 e 2013.

Portanto, as estimativas e estatísticas obtidas, que indicaram elevada significância do preço dos combustíveis na análise em questão, associadas à redução sistemática no valor médio desse insumo utilizado no transporte privado, permitem afirmar que essa variável

contribuiu para o expressivo crescimento do consumo de combustíveis leves no país no período avaliado.

No caso da renda, o modelo reduzido, sem o uso do crédito e do preço dos veículos novos, indicou uma elasticidade levemente superior a uma unidade para o longo prazo (parâmetros entre 1,148 e 1,379), enquanto que a especificação expandida do sistema levou a um parâmetro inferior (valores variaram de 0,529 a 0,851). Para o curto prazo, os valores obtidos nas duas especificações foram similares, com coeficientes estimados entre 0,380 e 0,684 para as diferentes versões dos modelos A (reduzido) e B (ampliado).

Apesar das nuances dos resultados, os parâmetros estimados e as informações geradas a partir da decomposição da variância dos erros de previsão do consumo identificaram a renda como um dos principais promotores da demanda no período em análise.

Os coeficientes obtidos para essa variável mostram que, caso o padrão de resposta da demanda seja mantido nos próximos anos, qualquer crescimento da economia não atenuado, por exemplo, pela elevação expressiva dos preços dos combustíveis, por medidas para a contenção da expansão da frota, por estímulos ao uso do transporte público ou por meio de política de estímulo à melhoria da eficiência dos veículos, deverá exigir ampliação da oferta interna de combustíveis. Nessa linha, se destaca o recente estímulo estruturado pelo programa Inovar Auto, visando a melhoria no rendimento dos veículos novos comercializados no Brasil.

A análise restrita à renda e ao preço dos combustíveis também evidenciou que a demanda energética do Norte-Nordeste é mais sensível a variações nessas variáveis quando comparada à do Centro-Sul. Essa maior sensibilidade da demanda, associada ao fato de que houve crescimento mais intenso da renda naquela região no período analisado, explica por que o consumo no Norte-Nordeste tem crescido sistematicamente acima daquele verificado no Centro-Sul.

Adicionalmente, essas evidências indicam que qualquer aporte de investimentos para a ampliação da capacidade de produção, transporte, distribuição e revenda de combustíveis no país deve se atentar a essas diferenças regionais, que mostram maior potencial de expansão do consumo no Norte-Nordeste.

Além das variáveis anteriormente mencionadas, os resultados apresentados evidenciaram uma intrínseca relação entre o desempenho do mercado automobilístico e a demanda de combustíveis leves.

Com efeito, a inclusão de outras variáveis determinantes da frota brasileira mostrou que o crédito destinado à compra de veículos e o preço dos automóveis novos apresentaram relação estatisticamente significativa na determinação da demanda por combustíveis. Além

disso, os resultados da decomposição histórica da variância dos erros de previsão indicaram que parcela substancial dos desvios do consumo não explicados pelo modelo após 2008 se deram devido a choques não antecipados no volume de crédito destinado à compra de veículos novos e no preço desses bens.

Esses elementos, associados à sistemática queda no preço dos automóveis e ao fato de que o volume mensal de recursos utilizados para financiar a compra de veículos chegou a quadruplicar durante o período analisado, ampliaram consideravelmente o entendimento da dinâmica da demanda brasileira por combustíveis.

Além disso, os resultados indicaram que a política de estímulo à indústria automobilística, com a desoneração do IPI cobrado sobre automóveis novos, também favoreceu positivamente o consumo.

Logo, é evidente que novas medidas de incentivo à venda de veículos e motocicletas no país devem ser avaliadas considerando-se a presença de efeitos secundários sobre a matriz energética no setor de transportes.

De forma geral, a análise desenvolvida ao longo do trabalho mostrou que a evolução da demanda energética da frota de veículos leves entre 2003 e 2013 não pode ser explicada a partir de uma única vertente.

Na verdade, o surpreendente comportamento ascendente do consumo de combustíveis se deu, em grande medida, pelos seguintes movimentos ao longo do período analisado: 1) aumento da renda associado às mudanças estruturais, à maior estabilidade econômica e ao cenário externo favorável, entre outros; b) queda no preço médio dos combustíveis, decorrente, especialmente, do uso desse mecanismo para o controle inflacionário; c) expansão do crédito para a compra de veículos, relacionada às alterações significativas realizadas no mercado creditício e às medidas implementadas pelo poder público para a expansão de recursos disponíveis ao consumidor; e d) redução no preço dos veículos, acentuada em vários momentos pelas medidas anticíclicas de incentivo à indústria automobilística, com destaque para a desoneração do IPI cobrado sobre esses bens.

Vale ressaltar que parte dessas medidas de estímulo ao transporte privado ocorreu no momento em que o crescimento da oferta doméstica de combustíveis apresentava sinais de desaceleração, especialmente no período pós-crise financeira mundial.

De fato, algumas das medidas e políticas delineadas para atender a interesses, na maior parte das vezes, dissociados da garantia do abastecimento interno, geraram sinais contraditórios no mercado de combustíveis, com estímulo ao consumo sem contrapartida da

ampliação da oferta doméstica ou até mesmo com efeito restritivo à expansão da produção interna, como no caso da contenção dos preços da gasolina.

Nesse contexto, as informações obtidas a partir da sistemática desenvolvida, ao identificarem a intensidade e a dinâmica temporal da resposta da demanda a alterações em diversas variáveis econômicas, revelam-se importantes para a realização de exercícios de previsão e elaboração de cenários para o mercado brasileiro de combustíveis leves, visando, entre outros aspectos, proporcionar um melhor planejamento dos agentes que compõem essa indústria ou fundamentar eventuais diretrizes a serem traçadas pelo poder público para esse setor.

Por fim, sob o ponto de vista empírico, a sistemática utilizada nesta pesquisa apresenta contribuição relevante para o desenvolvimento do conhecimento nessa área, na medida em que amplia as opções de modelagem sobre o fenômeno e inclui outras variáveis além do preço dos combustíveis e da renda na análise da demanda por combustíveis, aspecto tido como desafio para os estudos desta natureza.

É preciso reconhecer, entretanto, que a análise conduzida aqui se configura como uma primeira abordagem da problemática exposta e não tem a pretensão de esgotar o assunto. Novos trabalhos visando avaliar o processo de substituição entre transporte público e transporte privado, os efeitos da melhoria na distribuição de renda sobre o consumo e o impacto de novas tecnologias automotivas na demanda futura de combustíveis, por exemplo, serão fundamentais para ampliar o conhecimento sobre o tema.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. Fitting autoregressive models for prediction. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, Tokio, v. 21, n.1, p. 243-247, 1969.

_____. Statistical predictor identification. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, Tokio, v. 22, n.1, p. 203-217, 1970.

_____. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. **Biometrika**, Oxford, v. 60, n.2, p. 255-265, 1973.

_____. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Piscataway, n.6, p. 716-723, 1974.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Análise da regulamentação da estrutura da indústria e da dinâmica de formação dos preços do gás natural no Brasil**. Rio de Janeiro: Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis, 2011. 44 p.

_____. **Anuário e Dados Estatísticos**. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/?id=548>. Acesso em: 15 mar. 2014a.

_____. **Defesa da concorrência e preços**. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/?id=502>. Acesso em: 20 abr. 2014b.

AJANOVIC, A.; DAHL, C.; SCHIPPER, L. Modelling Transport (Energy) Demand and Policies, an introduction. **Energy Policy**, Cambridge, v. 41, p. iii–xiv, 2012.

AKINBOADE, O.A.; ZIRAMBA, E.; KUMO, W.L. The demand for gasoline in South Africa: an empirical analysis using co-integration techniques. **Energy Economics**, Cambridge, v. 30, n. 6, p. 3.222–3.229, 2008.

AL-SAHLAWI, M. Gasoline demand: the case of Saudi Arabia. **Energy Economics**, Cambridge, v. 10, n. 4, p. 271–275, 1988.

ALVARENGA, D. Petrobras gastará 140% mais com importação de combustível até 2020. **Portal G1**. Disponível em: www.g1.globo.com. Acesso em: 25 fev. 2014.

ALVARENGA, G.V; ALVES, P.F; SANTOS, C.F. dos; 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**. Rio de Janeiro: IPEA, 2010. 21 p. (Texto para Discussão IPEA, 1512).

ALVES, D.C.O.; DE LOSSO, R.S.B. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. **Energy Economics**, Cambridge, v. 25, n. 2, p. 191–199, 2003.

ANDRADE, A.P.S. **Avaliação da recente expansão do crédito no Brasil**, Boom ou crescimento sustentável? 2012. 101 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE GÁS CANALIZADO – ABEGÁS. **Estatísticas**. Disponível em: www.abegas.org.br. Acesso em: 30 abr. 2014.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS EMPRESAS FINANCEIRAS DAS MONTADORAS-ANEF. **Dados estatísticos**. Disponível em: www.anef.com.br. Acesso em: 20 mar. 2014.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES-ANFAVEA. **Estatísticas**. Disponível em: www.anfavea.com.br. Acesso em: 15 jan. 2014.

AUGUSTO, F.; GOMES, R. Boom nas vendas de autoveículos via crédito farto, preços baixos e confiança em alta: o caso de um ciclo? **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 15, p. 9–18, out/dez 2008.

BANCO CENTRAL DO BRASIL-BACEN. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 23 mar. 2014.

_____. **Preços Administrados**. Brasília: Diretoria de Política Econômica, 2013. 9 p. (Série perguntas mais frequentes).

BARANZINI, A.; WEBER, S. Elasticities of gasoline demand in Switzerland. **Energy Policy**, Cambridge, v. 63, p. 674–680, 2013.

BARROS, D.C.; PEDRO, L.S. As mudanças estruturais do setor automotivo, os impactos da crise e as perspectivas para o Brasil. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 34, p. 173–202, 2008.

BASSO, L.J.; OUM, T.H. Automobile fuel demand: a critical assessment of empirical methodologies. **Transport Reviews**, London, v. 27, n. 4, p. 449–484, 2007.

BELHAJ, M. Vehicle and fuel demand in Morocco. **Energy Policy**, Cambridge, v. 30, n. 13, p. 1163–1171, 2002.

BENTZEN, J. An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using cointegration techniques. **Energy Economics**, Cambridge, v. 16, n.2, p. 139–143, 1994.

BERNANKE, B.S. Alternative explanation of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Princeton, v. 25, n. 1, p. 44–99, 1986.

BERA, A.K.; JARQUE, C.M. Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics letters**, Lausanne, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.

_____. Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence. **Economics letters**, Lausanne, v. 7, n. 4, p. 313–318, 1981.

BERTELLI, L.G. Congelamento Artificial. **Diário Comércio Indústria & Serviços**, São Paulo, 22 maio 2013. Opinião, p. 5.

BOOR, de C. **A Practical Guide to Splines**. Madison: Springer, 2001. 348 p.

BRITISH PETROLEUM-BP. **Statistical Review of World Energy 2014**. London, 2014. 45 p.

BRASIL. Decreto n. 9.478, de 6 de Agosto de 1997. A Dispõe sobre a política energética nacional, as atividades relativas ao monopólio do petróleo, institui o Conselho Nacional de Política Energética e a Agência Nacional do Petróleo e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 07 ago. 1997. p. 16925.

_____. Decreto n. 10.336, de 19 de Dezembro de 2001. Institui Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível (Cide), e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 20 dez. 2001. Seção 1, p. 2.

_____. Decreto n. 4.902, de 28 de novembro de 2003. Altera alíquota do Impostos sobre Produtos Industrializados IPI incidente sobre os produtos que menciona. **Diário Oficial**, Brasília, 01 dez. 2003a. Seção 1, p. 2.

_____. Decreto n. 4.565, de 01 de janeiro de 2003. Reduz as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível (Cide), instituída pela Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001, e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 01 jan. 2003b. Seção 1, p. 8.

_____. Decreto n. 5.058, de 30 de abril de 2004. Altera alíquota do Impostos sobre Produtos Industrializados IPI incidente sobre os produtos que menciona. **Diário Oficial**, Brasília, 20 maio 2004a. Seção 1, p. 3.

_____. Decreto n. 5.060, de 30 de abril de 2004. Reduz as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível (CIDE), instituída pela Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001, e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 30 abr. 2004b. Seção 1-Extra, p. 24.

_____. Decreto n. 6.606, de 28 de dezembro de 2006. Aprova a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI. **Diário Oficial**, Brasília, 29 dez. 2006. Seção 1, p. 39.

_____. Decreto n. 6.446, de 02 de maio de 2008. Dá nova redação aos incisos I e II do caput do art. 1º do Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004, para reduzir as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico - CIDE incidentes sobre a importação e a comercialização de gasolina e suas correntes e diesel e suas correntes. **Diário Oficial**, Brasília, 02 maio 2008. Seção 1 Edição Extra, p. 30.

_____. Decreto n. 6.875, de 8 de junho de 2009. Dá nova redação aos incisos I e II do caput do art. 1º do Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004, para alterar as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico - CIDE incidente sobre a importação e comercialização de gasolina e suas correntes e diesel e suas correntes. **Diário Oficial**, Brasília, 09 jun. 2009. Seção 1, p. 1.

_____. Decreto n. 7.095, de 4 de fevereiro de 2010. Altera o Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004. **Diário Oficial**, Brasília, 05 fev. 2010b. Seção 1, p. 2.

_____. Decreto n. 7.570, de 26 de setembro de 2011. Altera o Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004, que reduz as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível - CIDE. **Diário Oficial**, Brasília, 29 set. 2011b. Seção 1, p. 2.

_____. Decreto n. 7.591, de 28 de outubro de 2011. Dá nova redação ao art. 1º do Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004, que reduz as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível - CIDE, e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, 31 out. 2011c. Seção 1, p. 2.

_____. Decreto n. 7.725, de 21 de Maio de 2012. Altera as Notas Complementares NC (87-2), NC (87-4), NC (87-5) e NC (87-7) da Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI, aprovada pelo Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011, e dispõe sobre a devolução ficta dos produtos nelas referidos. **Diário Oficial**, Brasília, 22 maio 2012a. Seção 1, p. 1.

_____. Decreto n. 7.764, de 22 de junho de 2012. Altera o Decreto nº 5.060, de 30 de abril de 2004, que reduz as alíquotas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível - CIDE. **Diário Oficial**, Brasília, 25 jun. 2012b. Seção 1, p. 1.

_____. Decreto n. 7.796, de 30 de Agosto de 2012. Altera a redação de Notas Complementares aos Capítulos da Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI que menciona, aprovada pelo Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial**, Brasília, 31 ago. 2012c. Seção 1, p. 5.

_____. Decreto n. 7.834, de 31 de outubro de 2012. Altera a redação de notas complementares ao capítulo 87 da tabela de incidência do imposto sobre produtos industrializados, aprovada pelo decreto 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial**, Brasília, 01 nov. 2012d. Seção 1, p. 3.

_____. Decreto n. 7.879, de 27 de dezembro de 2012. Altera a tabela de incidência do imposto sobre produtos industrializados - tipi, aprovada pelo decreto 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial**, Brasília, 28 dez. 2012e. Seção 1, p. 19.

_____. Decreto n. 7.971, de 28 de março de 2013. Altera a tabela de incidência do imposto sobre produtos industrializados - tipi, aprovada pelo decreto 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial**, Brasília, 01 abr. 2013. Seção 1, p. 3.

_____. Lei n. 9.990, de 21 de Julho de 2000. Prorroga o período de transcrição previsto na Lei nº 9.478, de 6 de agosto de 1997, que dispõe sobre a política energética nacional, as atividades relativas ao monopólio do petróleo, institui o Conselho Nacional de Política Energética e a Agência Nacional do Petróleo, e dá outras providências, a altera dispositivos da Lei nº 9.718, de 27 de novembro de 1998, que altera a legislação tributária federal. **Diário Oficial**, Brasília, 24 jul. 2000. Seção 1, p. 1.

_____. Portaria MAPA n. 7, de 11 de janeiro de 2010. Altera percentual obrigatório de adição de etanol anidro combustível à gasolina. **Diário Oficial**, Brasília, 12 jan. 2010a. Seção 1, p. 2.

_____. Portaria MAPA n. 678, de 31 de agosto de 2011. Fixa em vinte por cento o percentual obrigatório de adição de etanol anidro combustível à gasolina, a partir de zero hora do dia 1º de outubro de 2011a. **Diário Oficial**, Brasília, 01 set. 2011a. Seção 1, p. 1.

BREITUNG, J.; BRÜGGMANN, R.; LUTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. In: Lütkepohl, H.; Krätzig, M. (Ed.). **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p.159–196.

BURNQUIST, H.L.; BACCHI, M.R.P. A demanda por gasolina no Brasil: uma análise utilizando técnicas de co-integração. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: SOBER, 2002. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/DemandaGasolina.pdf>. Acesso em: 30 jan. 2014.

BURRIGHT, B.K.; ENNS, J.H. **Econometric models of the demand for motor fuel**. Santa Monica: Rand Corporation, 1975. 89 p.

CAMPO, S.K.; BARROS, G.S.C. ; BACCHI, M.R.P. Fundamentos Econômicos da Formação do Preço Internacional de Açúcar e dos Preços Domésticos de Açúcar e Etanol. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: SOBER, 2011. Disponível em: <http://www.alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/904204>. Acesso em: 15 fev. 2014.

CARDOSO, L.C.B. **Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: um estudo utilizando painéis cointegrados**. 2012. 69 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná, 2012.

CARNEIRO, M. Mantega diz que governo estuda apoio à indústria automotiva. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 28 abr. 2014. Mercado, p. 3.

CENTRO BRASILEIRO DE INFRA ESTRUTURA-CBIE. **Defasagem da gasolina**. Disponível em: www.cbie.com.br. Acesso em: 10 fev. 2014.

CHEUNG, K.Y.; THOMSON, E. The Demand for gasoline in China: a cointegration analysis. **Journal of Applied Statistics**, Oxon, v. 31, n. 5, p. 533–544, 2004.

CONSIDERA, C.M.; FRANCO, F.A.L.; SAINTIVE, M.B.; CORREA, P.G.F.; SANTANA, P.M.; COSTA, M.E.L. **Prováveis impactos na economia brasileira decorrentes da liberalização do mercado de derivados de petróleo e os possíveis entraves ao funcionamento competitivo desse mercado**. Brasília: SEAE. 2002. 47 p. (Documento de trabalho SEAE, 15)

CRÔTTE, A.; NOLAND, R.B.; GRAHAM, D.J. An analysis of gasoline demand elasticities at the national and local levels in Mexico. **Energy Policy**, Cambridge, v. 38, n. 8, p. 4445–4456, 2010.

COSTA, M.L.O.da. **Setor sucroalcooleiro, da rígida intervenção ao livre mercado**. São Paulo: Método, 2003. 222 p.

DAHL, C.A. Consumer adjustment to a gasoline tax. **The Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, v. 61, n. 3, p. 427–432, 1979.

_____. Do gasoline demand elasticities vary? **Land Economics**, Madison, v. 58, n. 3, p. 373–382, 1982.

_____. Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. **Energy Policy**, Cambridge, v. 41, p. 2–13, 2012.

DAHL, C.; KURTUBI. Estimating oil product demand in Indonesia using a cointegrating error correction model. **OPEC Review**, Cambridge, p. 1–25, 2001.

DAHL, C.; STERNER, T. Analysing gasoline demand elasticities: a survey. **Energy Economics**, Cambridge, v. 13, n. 3, p. 203–210, 1991.

DARGAY, J.; GATELY, D.; SOMMER, M. Vehicle ownership and income growth, worldwide: 1960–2030. **Energy Journal**, London, v. 28, n. 4, p. 143–170. 2007

DEPARTAMENTO NACIONAL DE COMBUSTÍVEIS-DNC. **Anuário estatístico 1989**. Brasília: Secretaria de Energia, 1989. 135 p.

_____. **Anuário estatístico 1995**. Brasília: Secretaria de Energia, 1996. 98 p.

DE NEGRI, F.; BAHIA, L.; TURCHI, L.; DE NEGRI, J.A. **Determinantes da acumulação de conhecimento para inovação tecnológica nos setores industriais no Brasil**, setor automotivo. Brasília: ABDI, 2008. 101 p.

DE NEGRI, J.A. **Elasticidade-Renda e Elasticidade-Preço da Demanda de Automóveis no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. 23 p. (Texto para Discussão IPEA, 558).

DICKEY, D.A.; PANTULA, S.G. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 5, n. 4, p. 455–461, 1987.

DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.

DIEHL, D. **Formação do preço de etanol hidratado no Estado de São Paulo e sua relação com os mercados de açúcar e de gasolina**. 2012. 141 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

DOLADO, J.J.; TIM, J.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. **Journal of Economic Surveys**, Birmingham, v. 4, n. 3, p. 249–273, 1990.

DROLLAS, P. The demand for gasoline, further evidence. **Energy Economics**, Cambridge, v. 6, n.1, p. 71-82, 1984.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective, **Econometric Reviews**, Philadelphia, v. 18, p. 43-386, 1999.

ELETROBRAS. **Boletim Sistema de Informações Empresariais do Setor de Energia Elétrica**. Disponível em: www.eletrobras.com.br. Acesso em: 20 maio 2014.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.

ELTONY, M.N.; AL-MUTAIRI, N.H. Demand for gasoline in Kuwait, an empirical analysis using cointegration techniques. **Energy Economics**, Cambridge, v. 17, n. 3, p. 249–253, 1995.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA – EPE. **Balanco Energético Nacional 2013**. Rio de Janeiro: MME, 2013. 283 p.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3rd ed. Danvers: Wiley, 2010. 544 p.

ESPEY, M. Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. **Energy Economics**, Cambridge, v. 20, n. 3, p. 273–295, 1998.

FARINA, E.; VIEGAS, C.; PEREDA, P.; GARCIA, C. Mercado e concorrência do etanol. In: LEAO, E. de S.; MACEDO, I. de C. (Org.). **Etanol e Bioeletricidade, a cana-de-açúcar no futuro da matriz energética**. São Paulo: Luc Projetos de Comunicação, 2010. p.154-189.

FARINA, E.; RODRIGUES, L.; SOUSA, E.L. de. A política de petróleo e a indústria de etanol no Brasil. **Revista Interesse Nacional**, São Paulo, v. 6, n. 22, p. 64-75, set. 2013.

FERNANDES, R.A.S.F.; SANTOS, C.M. dos; PEIXOTO, S.L. Determinantes da demanda de gasolina C no Estado de Minas Gerais, 2002 a 2010. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 10, n. 1, p. 109–128, 2012.

FILGUEIRAS, M.G.T. **A política de preços para o gás natural no Brasil e seu impacto sobre a competitividade e o desenvolvimento do mercado gasífero**, 2009. 163 p. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

FREITAS, L.C. de; KANEKO, S. Ethanol demand in Brazil: Regional approach. **Energy Policy**, Cambridge, v. 39, n. 5, p. 2289–2298, maio 2011a.

_____. Ethanol demand under the flex-fuel technology regime in Brazil. **Energy Economics**, Cambridge, v. 33, n. 6, p. 1146–1154, nov. 2011b.

GABRIEL, L.F.; SCHNEIDER, A.H.; SKROBOT, F.C.C.; SOUZA, M. de. Uma análise da indústria automobilística no Brasil e a demanda de veículos automotores: algumas evidências para o período recente. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro-2010>. Acesso em: 28 jan. 2014.

GALLINI, N.T. Demand for gasoline in Canada. **The Canadian Journal of Economics**, Toronto, v. 16, n. 2, p. 299–324, 1983.

GOODWIN, P.; DARGAY, J.; HANLY, M. Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review. **Transport Reviews**, London, v. 24, n. 3, p. 275–292, 2004.

GRAHAM, D.J.; GLAISTER, S. Road Traffic Demand Elasticity Estimates: A Review. **Transport Reviews**, London, v. 24, n. 3, p. 261–274, 2004.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 2, p. 111–120, 1974.

GREENE, D.L. State differences in the demand for gasoline: an econometric analysis. **Energy Systems and Policy**, Berkeley, vol. 3, p. 191–212, 1979.

HAMILTON, J.D. **Time Series Analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HANNAN, E.J.; QUINN, B.G. The determination of the order of an autorregression. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 41, Series B, p. 190–195, 1979.

HATANAKA, M. **Time-Series-Based Econometrics: Unit Roots and Co-Integrations**. New York: Oxford University Press, 1996. 306 p.

HENDRY, D.F.; JUSELIUS, K. Explaining Cointegration Analysis : Part II. **The Energy Journal**, London, n. 1, p. 75–120, 2001.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: www.sidra.ibge.gov.br. Acesso em: 10 abr. 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE PETRÓLEO, GÁS E BIOCOMBUSTÍVEIS-IBP. **GNV News**. Disponível em: www.ibp.org.br. Acesso em: 22 mar. 2014.

INTITUTO NACIONAL DE METROLOGIA, QUALIDADE E TECNOLOGIA – INMETRO. **Programa Brasileiro de Etiquetagem Veicular-PBEV**. Disponível em: www.inmetro.gov.br. Acesso em: 01 ago. 2014.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA. Diretoria de Estudos Macroeconômicos. **Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília: IPEA/DIMAC, 2009. 9 p. (Nota Técnica, 15).

JARQUE, C.M.; BERA, A.K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, Malden, v. 55, p. 163-172, 1987.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, North-Holland, v. 12, p. 231–254, 1988.

_____. Estimation and Hypothesis of Cointegration Vectors in Gaussian Vector. **Econometrica**, Oxford, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.

_____. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267 p.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 53, p. 211–244, 1992.

JOHANSSON, O.; SCHIPPER, L. Measuring the Long-Run Fuel Demand of Cars. **Journal of Transport Economics and Policy**, Bath, p. 277–292, 1997.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. New York: McGraw Hill Higher Education, 1997. 531 p.

KWIATKOWSKI, D.; PHILIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root How sure are we that economic time series have a unit root ?. **Journal of econometrics**, Amsterdam, v. 54, p. 159–178, 1992.

LIN, A.; BOTSAS, E.N.; MONROE, S.A. State gasoline consumption in the USA, an econometric analysis. **Energy Economics**, Cambridge, v.7, n.1, p. 29–36, 1985.

LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, Oxford, v. 65, n.2, p. 297-303, 1978

LUCINDA, C.R. de. **Indústria Automobilística**. Ribeirão Preto: NEEBC, 2012. 77 p.

LÜTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. New York: Springer, 2005. 764 p.

MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, Danvers, v. 11, n. April, p. 601–618, 1996.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**. Cambridge: MacGraw-Hill, 1998. 505 p.

MENDONÇA, M.J.; SACHSIDA, A. **Modelando a demanda de crédito para veículos no Brasil: uma abordagem com mudança de regime**. Rio de Janeiro: IPEA, 2014. 29 p. (Texto para Discussão IPEA, 1960).

MORAES, M.A.F.D. de. **A desregulamentação do setor sucroalcooleiro do Brasil**. Americana: Caminho Editorial, 2000. 238 p.

MORAES, M.A.F.D. de; ZILBERMAN, D.; RODRIGUES, L. The Free Market: The Profound Changes and the New Agenda. In: MORAES, M.A.F.D. de; ZILBERMAN, D. (Ed.). **Production of Ethanol from Sugarcane in Brazil**, from State Intervention to a Free Market. Berkeley: Springer, 2014. p. 149-194.

MUTH, B.Y.R.F. Household Production and Consumer Demand Functions. **Econometrica**, Oxford, v. 34, n. 3, p. 699–708, 1966.

NAPPO, M. **A demanda por gasolina no Brasil**: uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicomcombustível, 2007. 61 p. Dissertação (Mestrado) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

NEWKEY, W.K.; WEST, K.D. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 61, p. 631–653, 1994.

NG, B.Y.S.; PERRON, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, Oxford, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.

NIGRO, F.; SZWARC, A. O etanol como combustível. In: LEAO, E. de S.; MACEDO, I. de C. (Org.). **Etanol e Bioeletricidade, a cana-de-açúcar no futuro da matriz energética**. São Paulo: Luc Projetos de Comunicação, 2010. p. 154-189.

OSTERWALD-LENUM, M. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v. 54, p. 461–472, 1992

PANTULA, S.G. Testing for unit roots in time series data. **Econometric Theory**, Washington, v. 5, n. 2, p. 256–271, 1989.

PERRON, P. Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Oxford, v. 12, p. 297-332, 1988.

_____. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, Oxford, n. 6, p. 1361–1401, 1989.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.

PIRES, A. O desmonte do etanol. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 04 mar. 2014. Economia & Negócios, p. B2.

POLEMIS, M.L. Empirical assessment of the determinants of road energy demand in Greece. **Energy Economics**, Cambridge, v. 28, n. 3, p. 385–403, 2006.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v. 55, n. 3, p. 461-472, 1992.

ORELLANO, V.F.; SOUZA, A.D.N. de; AZEVEDO, P.F. de. Elasticidade-preço da demanda por etanol no Brasil: como renda e preços relativos explicam diferenças entre estados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 4, p. 699-718, out/dez 2013.

RAMANATHAN, R. Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India: an empirical analysis using cointegration techniques. **Energy Economics**, Cambridge, v. 21, n. 4, p. 321–330, 1999.

ROPPE, B.F. **Evolução do consumo de gasolina no Brasil e suas elasticidades: 1973 a 2003**, 2005, 71 p. Monografia (Trabalho de Conclusão do Curso de Economia) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.

RUGGIERO, M.A.G.; LOPES, V.L.R. **Cálculo numérico, aspectos teóricos e computacionais**. 2nd ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2008. 395 p.

SANTOS, M.H. de C. **Política e políticas de uma energia alternativa, o caso do Proálcool**. Rio de Janeiro: Notrya, 1993. 350 p.

SANTOS, G. F. Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. **Energy Economics**, Cambridge, v. 36, p. 229–240, 2013.

SCHUFFNER, C.; POLITO, R.; NOGUEIRA, M. Petrobras depende de novos reajustes para bancar plano de investimentos. **Valor Econômico**, São Paulo, 27 fev. 2014. Empresas, p. B4.

SCHUNEMANN, L. **A demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex**, 2007. 91 p. Dissertação (Mestrado) – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, 2007.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **Institute of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.

SECRETARIA DO COMÉRCIO EXTERIOR-SECEX. **AliceWeb**. Disponível em: aliceweb.desenvolvimento.gov.br. Acesso em: 30 abr. 2014.

SERIGATI, F.C.; CORREIA, L.B.; PEROSA, B.B. O impacto dos veículos flex-fuel sobre o mercado de combustíveis no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010. Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/15/159.pdf>. Acesso em: 20 mar. 2014.

SILVA, G.F. da; TIRYAKI, G.F.; PONTES, L.A.M. The impact of a growing ethanol market on the demand elasticity for gasoline in Brazil. In: ANNUAL INTERNATIONAL ASSOCIATION FOR ENERGY ECONOMICS CONFERENCE, 32., 2009, San Francisco. **Anais...** San Francisco: USAEE. Disponível em: <http://www.usaee.org/usaee2009>. Acesso em: 15 abr. 2014.

SIMS, C.A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Oxford, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980. _____. Are forecasting models usable for Policy Analysis? **Quartely Reviews**, Minneapolis, v. 10, n. 1-16, 1986.

SKIKIDA, P.F.A.; BACHA, C.J.C. Evolução da Agroindústria Canavieira Brasileira de 1975 a 1995. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 1, p.63-83, jan/mar 1999.

SPIRO, M. H.; REZA, A. M. The demand for passenger car transport services and for gasoline. **Journal of Transport Economics and Policy**, Bath, v. 13, n.3, p. 304-319, 1979.

STORCHMANN, K. Long-Run Gasoline demand for passenger cars : the role of income distribution. **Energy Economics**, Cambridge, v. 27, p. 25–58, 2005.

SULTAN, R. Short-run and long-run elasticities of gasoline demand in Mauritius : an ARDL bounds test approach. **Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences**, Houghton, v. 2, p. 90-95, 2010.

TELES, G.; MAZZA, M.; MEDEIROS, A.; LEPRI, J. Governo pode trazer mais incentivos para as montadoras de veículos. **Portal G1**. Disponível em: <http://g1.globo.com/jornal-da-globo/noticia/2014/04/governo-pode-trazer-mais-incentivos-para-montadoras-de-veiculos.html>. Acesso em: 28 abr. 2014.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR-UNICA. **Unicadata – dados e estatísticas**. Disponível em: www.unicadata.com.br. Acesso em: 12 mar. 2014.

URI, N.D. The demand for energy in the transport sector in the United States. **Journal of Transport Economics and Policy**, Bath, v. 16, n. 1, p. 65–84, 1982.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 251, 1992.

ANEXOS

ANEXO A – Testes de raiz unitária para as séries das regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste

Tabela 36 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries utilizadas para os modelos da região Centro-Sul

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado significância rejeição Ho
				5%	1%	
Consumo (<i>cons_cs</i>)	<i>tendência</i>	10	-9.242	-3.477	-4.036	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>constante</i>	10	-9.255	-2.886	-3.486	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>nenhum</i>	12	-1.999	-1.944	-2.585	<i>Rejeita Ho: I(2)**</i>
Preço médio combustíveis (<i>pveic_cs</i>)	<i>tendência</i>	6	-5.521	-3.448	-4.036	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>constante</i>	6	-5.484	-2.886	-3.486	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>nenhum</i>	6	-5.427	-1.944	-2.585	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
PIB per capita (<i>renda1_cs</i>)	<i>tendência</i>	10	-7.240	-3.448	-4.036	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>constante</i>	10	-6.995	-2.886	-3.486	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>nenhum</i>	10	-5.172	-1.944	-2.585	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
Cons. energia elétrica (<i>renda2_cs</i>)	<i>tendência</i>	8	-5.426	-3.448	-4.036	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>constante</i>	8	-5.306	-2.886	-3.486	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>
	<i>nenhum</i>	9	-4.328	-1.944	-2.585	<i>Rejeita Ho: I(2)***</i>

Notas: *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%; ¹ valores críticos obtidos em Mackinnon (1996)

Tabela 37 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cons_cs” (consumo ciclo Otto, região Centro-Sul)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
DF-GLS	<i>tendência</i>	14	-1,955	-3,025	-3,574	Não rejeita I(1)
	<i>constante</i>	14	0,779	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
	<i>nenhum</i> ¹	11	7,023	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
NG-Perron	<i>tendência</i>	11	-0,140	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	<i>constante</i>	14	1,691	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
KPSS	<i>tendência</i>	3	0,133	0,146	0,216	Não Rejeita I(0)
	<i>constante</i>	9	1,307	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 38 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_cs” (preço médio dos combustíveis, região Centro-Sul)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	1	-2,917	-3,012	-3,558	Não rejeita I(1)
	constante	1	-0,711	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	1	-0,567	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	7	-1,753	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	7	0,315	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	8	0,152	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	0,899	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 39 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_cs” (renda opção 1, região Centro-Sul)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	14	-2,853	-3,453	-4,048	Não rejeita I(1)
	constante	12	-1,413	-2,889	-3,493	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	12	2,133	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-1,676	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	14	0,228	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	5	0,147	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	1,266	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 40 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_cs” (renda opção 2, região Centro-Sul)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	0	-3,965	-3,011	-3,557	Rejeita I(1)
	constante	0	0,015	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	0	1,281	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	11	-1,204	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	3	0,794	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	7	0,228	0,146	0,216	Rejeita I(0)
	constante	9	1,234	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 41 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias nas séries utilizadas para os modelos da região Norte-Nordeste

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado significância rejeição Ho
				5%	1%	
Consumo (<i>cons_nne</i>)	<i>tendência</i>	10	-9,172	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>constante</i>	10	-8,823	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>nenhum</i>	11	-2,541	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)**
Preço médio combustíveis (<i>pveic_nne</i>)	<i>tendência</i>	0	-8,627	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>constante</i>	0	-8,647	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>nenhum</i>	0	-8,536	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***
PIB per capita (<i>renda1_nne</i>)	<i>tendência</i>	10	-7,678	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>constante</i>	10	-7,171	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>nenhum</i>	12	-2,127	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***
Cons. energia elétrica (<i>renda2_nne</i>)	<i>tendência</i>	10	-8,364	-3,448	-4,036	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>constante</i>	10	-8,179	-2,886	-3,486	Rejeita Ho: I(2)***
	<i>nenhum</i>	11	-2,277	-1,944	-2,585	Rejeita Ho: I(2)***

Notas: *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%; ¹ valores críticos obtidos em Mackinnon (1996)

Tabela 42 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “cons_nne” (consumo ciclo Otto, região Norte-Nordeste)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	13	-2,226	-3,021	-3,573	Não rejeita I(1)
	constante	13	1,591	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	12	4,811	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-0,715	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	14	2,829	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	7	0,273	0,146	0,216	Rejeita I(0)
	constante	9	1,294	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

Tabela 43 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “pcomb_nne” (preço médio dos combustíveis, região Norte-Nordeste)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	1	-1,801	-3,012	-3,558	Não rejeita I(1)
	constante	0	0,717	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	0	-1,940	-1,944	-2,585	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	2	-1,572	-3,420	-2,910	Não rejeita I(1)
	constante	1	0,305	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	9	0,238	0,146	0,216	Rejeita I(0)
	constante	9	0,967	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula não rejeitada a 1% de significância.

Tabela 44 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda1_nne” (renda opção 1, região Norte-Nordeste)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	14	-2,107	-3,025	-3,574	Não rejeita I(1)
	constante	14	0,333	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	12	2,388	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-1,064	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	14	0,271	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	5	0,167	0,146	0,216	Não rejeita I(0) ⁴
	constante	9	1,273	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%. ⁴ hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 45 – Resultados dos testes para uma raiz unitária - variável “renda2_nne” (renda opção 2, região Norte-Nordeste)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		Conclusão ³
				5%	1%	
<i>DF-GLS</i>	tendência	12	-1,662	-3,023	-3,572	Não rejeita I(1)
	constante	12	1,119	-2,587	-1,615	Não rejeita I(1)
	nenhum ¹	12	2,562	-1,944	-2,587	Não rejeita I(1)
<i>NG-Perron</i>	tendência	12	-1,875	-2,910	-3,420	Não rejeita I(1)
	constante	14	1,424	-1,980	-2,580	Não rejeita I(1)
<i>KPSS</i>	tendência	6	0,127	0,146	0,216	Não Rejeita I(0)
	constante	9	1,272	0,463	0,739	Rejeita I(0)

Notas: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em NG e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992). ³ conclusão a partir do valor crítico de 1%.

ANEXO B - Tabelas e gráficos complementares utilizados na estimação do Modelo A

Tabela 46 – Análise descritiva das variáveis utilizadas no Modelo A para o mercado brasileiro

	Média	Mínimo	Máximo
$\Delta cons_br$	0,005	-0,179	0,192
$\Delta renda1_br$	0,004	-0,110	0,073
$\Delta renda2_br$	0,003	-0,061	0,073
$\Delta pcomb_br$	-0,002	-0,056	0,056

Nota: variáveis em logaritmo.

Tabela 47 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para o mercado brasileiro

Tipo de teste	Estatística		Distribuição aproximada	p-value	
	Versão 1	Versão 2		Versão 1	Versão 2
Autocorrelação					
LM_1	1,36	1,19	$F(9-199)$	0,27	0,30
LM_2	0,96	1,10	$F(18-223)$	0,50	0,35
LM_3	0,94	0,91	$F(27-222)$	0,62	0,59
Q_6	38,79	48,41	$\chi^2(43)$	0,65	0,26
Q_{12}	95,10	108,41	$\chi^2(97)$	0,54	0,20
Q_{18}	160,40	170,89	$\chi^2(151)$	0,28	0,13
Heterocedasticidade condicional					
$ARCH-LM_3$	110,60	115,07	$\chi^2(108)$	0,41	0,30
$ARCH-LM_6$	202,36	238,45	$\chi^2(216)$	0,74	0,14
Normalidade					
JB	4,15	6,83	$\chi^2(6)$	0,66	0,34

Nota: LM_n = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Q_n = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JB_n = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi refeito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.

Tabela 48 – Modelo A: comparação dos coeficientes estimados para o vetor de cointegração com e sem o controle de *outliers* para o mercado brasileiro

Vetor	Variáveis			Constante
	cons	renda	pcomb	
Modelo A - versão 1				
Com controle				
β'	1,000	-1,148 (0.0955)	0,391 (0,2086)	4,728
Sem controle				
β'	1,000	-1,181 (0.0815)	0,325 (0,1796)	5,101
Modelo A - versão 2				
Com controle				
β'	1,000	-1,379 (0.1299)	0,855 (0,2007)	2,692
Sem controle				
β'	1,000	-1,437 (0.1884)	0,779 (0,2956)	2,798

Nota: erro-padrão entre parênteses; valores padronizados para a variável *cons*,

Tabela 49 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR nos modelos estimados para a região Centro-Sul

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
<i>Versão 1 (com a variável <i>renda1_br</i>)</i>					
0	NA	5,15E-08	-8,27	-7,40	-7,92
1	623,76	9,77E-11	-14,54	-13,45	-14,10
2	50,15	6,75E-11	-14,91	-13,60	-14,38
3	44,21*	4,90E-11*	-15,24*	-13,71*	-14,62*
4	9,58	5,20E-11	-15,19	-13,44	-14,48
<i>Versão 2 (com a variável <i>renda1_br</i>)</i>					
0	NA	4,34E-08	-8,44	-7,57	-8,09
1	598,97	1,06E-10	-14,46	-13,36	-14,01
2	58,75	6,71E-11	-14,92	-13,61	-14,39
3	46,31*	4,76E-11*	-15,27*	-13,74*	-14,65*
4	6,95	5,20E-11	-15,19	-13,44	-14,48

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 50 – Modelo A: determinação do número de defasagens do VAR nos modelos estimados para a região Norte-Nordeste

Lag	Critérios utilizados para a seleção				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
<i>Versão 1 (com a variável renda1_br)</i>					
0	NA	3,47E-04	0,54	1,35	0,87
1	1507,69	8,49E-11	-14,68	-13,66	-14,27
2	32,07	7,14E-11	-14,86	-13,62	-14,35
3	44,43*	5,20E-11*	-15,18*	-13,72*	-14,59*
4	8,49	5,58E-11	-15,11	-13,44	-14,43
<i>Versão 2 (com a variável renda1_br)</i>					
0	NA	5,00E-08	-8,30	-7,43	-7,95
1	689,38	4,82E-11	-15,25	-14,15*	-14,80
2	32,73	4,01E-11	-15,43	-14,12	-14,90
3	33,80*	3,27E-11*	-15,64*	-14,12	-15,02*
4	3,89	3,70E-11	-15,53	-13,78	-14,82

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 51 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para a região Centro-Sul

Tipo de teste	Estatística		Distribuição aproximada	p-value	
	Versão 1	Versão 2		Versão 1	Versão 2
Autocorrelação					
LM_1	1,05	0,76	$F(9-204)$	0,40	0,66
LM_2	0,80	0,85	$F(18-229)$	0,69	0,64
LM_3	0,96	1,17	$F(27-228)$	0,52	0,26
Q_6	40,07	38,50	$\chi^2(43)$	0,60	0,27
Q_{12}	93,39	102,30	$\chi^2(97)$	0,58	0,14
Q_{18}	157,15	160,27	$\chi^2(151)$	0,35	0,14
Heterocedasticidade condicional					
$ARCH-LM_3$	119,83	100,09	$\chi^2(108)$	0,21	0,69
$ARCH-LM_6$	203,64	202,98	$\chi^2(216)$	0,72	0,73
Normalidade					
JB	2,53	5,71	$\chi^2(6)$	0,87	0,46

Nota: LM_n = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Q_n = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JB_n = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi refeito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.

Tabela 52 – Modelo A: teste de diagnóstico dos modelos estimados para a região Norte-Nordeste

Tipo de teste	Estatística		Distribuição aproximada	p-value	
	Versão 1	Versão 2		Versão 1	Versão 2
Autocorrelação					
LM_1	1,71	1,53	$F(9-199)$	0,09	0,14
LM_2	1,62	1,43	$F(18-223)$	0,06	0,12
LM_3	1,26	1,34	$F(27-222)$	0,18	0,13
Q_6	39,38	36,10	$\chi^2(43)$	0,63	0,76
Q_{12}	113,24	115,25	$\chi^2(97)$	0,12	0,10
Q_{18}	171,28	160,07	$\chi^2(151)$	0,12	0,29
Heterocedasticidade condicional					
$ARCH-LM_3$	105,29	95,47	$\chi^2(108)$	0,55	0,80
$ARCH-LM_6$	226,99	208,17	$\chi^2(216)$	0,29	0,64
Normalidade					
JB	7,91	9,67	$\chi^2(6)$	0,24	0,14

Nota: LM_n = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Q_n = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JB_n = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi refeito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.

ANEXO C - Tabelas e gráficos complementares utilizados na estimação do Modelo B

Tabela 53 – Comparação dos parâmetros estimados para a versão 2 do Modelo B nas especificações com e sem a inclusão da constante no vetor de cointegração

Vetor	Variáveis					Constante
	cons	renda	pcomb	cred	pveic	
modelo com constante						
β'	1,000	-0,851 (0,0527)	0,442 (0,1462)	-0,081 (0,0327)	0,358 (0,0963)	-6,457
modelo sem termos deterministas						
β'	1,000	-0,912 (0,0951)	0,483 (0,0747)	-0,061 (0,0228)	-0,345 (0,0464)	

Nota: erro-padrão entre parênteses; valores padronizados para a variável *cons*,

Tabela 54 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 1

Tipo de teste	Resultados		
	<i>Estatística</i>	<i>Dist, Aprox,</i>	<i>valor-p</i>
<i>Autocorrelação</i>			
LM_1	0,80	$F(25,272)$	0,75
LM_2	1,16	$F(50,313)$	0,23
LM_3	1,13	$F(75,305)$	0,24
Q_6	79,32	$\chi^2(95)$	0,88
Q_{12}	230,26	$\chi^2(245)$	0,74
Q_{18}	390,52	$\chi^2(395)$	0,55
<i>Heterocedasticidade condicional</i>			
$ARCH-LM_3$	711,99	$\chi^2(675)$	0,16
$ARCH-LM_6$	1326,01	$\chi^2(1350)$	0,67
<i>Normalidade</i>			
JB	1327,83	$\chi^2(10)$	0,00

Nota: LMn = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Qn = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JBn = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi feito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.

Tabela 55 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 2

Tipo de teste	Resultados		
	Estatística	Dist, Aprox,	valor-p
<i>Autocorrelação</i>			
LM_1	1,04	$F(25,272)$	0,41
LM_2	0,95	$F(50,313)$	0,57
LM_3	1,17	$F(75,305)$	0,19
Q_6	80,82	$\chi^2(96)$	0,87
Q_{12}	218,04	$\chi^2(246)$	0,90
Q_{18}	371,53	$\chi^2(396)$	0,81
<i>Heterocedasticidade condicional</i>			
$ARCH-LM_3$	654,22	$\chi^2(675)$	0,71
$ARCH-LM_6$	1328,68	$\chi^2(1350)$	0,66
<i>Normalidade</i>			
JB	1367,87	$\chi^2(10)$	0,00

Nota: LMn = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Qn = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JBn = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi refeito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.

Tabela 56 – Modelo B: testes de diagnóstico do modelo estimado para a versão 3

Tipo de teste	Resultados		
	Estatística	Dist, Aprox,	valor-p
<i>Autocorrelação</i>			
LM_1	1,31	$F(25,272)$	0,15
LM_2	1,17	$F(50,313)$	0,22
LM_3	1,17	$F(75,305)$	0,19
Q_6	106,13	$\chi^2(96)$	0,20
Q_{12}	254,49	$\chi^2(246)$	0,33
Q_{18}	389,85	$\chi^2(396)$	0,11
<i>Heterocedasticidade condicional</i>			
$ARCH-LM_3$	726,85	$\chi^2(675)$	0,08
$ARCH-LM_6$	1373,91	$\chi^2(1350)$	0,32
<i>Normalidade</i>			
JB	1041,87	$\chi^2(10)$	0,00

Nota: LMn = LM Breusch-Godfrey modificado para pequenas amostras (EDGERTON e SHUKUR, 1999); Qn = teste de Portmanteau ajustado para pequenas amostras; JBn = teste de Jarque-Bera (o procedimento foi refeito considerando-se diferentes ordenações das variáveis do modelo e não houve divergência em relação à conclusão apresentada); n = número de defasagens.