



Universidade de Brasília

Estimação da Demanda Agregada por Etanol no Brasil: uma aplicação do
procedimento *ARDL bounds test* para cointegração

Brasília, 2019

Carlos Antônio Canabrava Júnior

Estimação da Demanda Agregada por Etanol no Brasil: uma aplicação do
procedimento *ARDL bounds test* para cointegração

Monografia apresentada pelo discente Carlos Antônio
Canabrava Júnior como requisito para obtenção do título de
bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho.

Brasília, 2019

Carlos Antônio Canabrava Júnior

Estimação da Demanda Agregada por Etanol no Brasil: uma aplicação do
procedimento ARDL *bounds test* para cointegração

Monografia apresentada pelo discente Carlos Antônio Canabrava Júnior como requisito para obtenção do título de bacharel em Economia. Orientador: Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho.

APROVAÇÃO

Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho (Orientador) – Universidade de Brasília

Prof. Dr. Michael Christian Lehmann (Banca) – Universidade de Brasília

Aprovado em: ___/___/_____

Brasília, 2019

Resumo

A possibilidade de que emissões antropogênicas de CO₂ respondam por mudanças climáticas e questões relativas à segurança energética tornam importante o estudo da demanda por combustíveis. O amplo uso de combustíveis com alto percentual de etanol no Brasil, torna o estudo da demanda por etanol especialmente relevante. O objetivo do presente trabalho foi estimar a demanda por etanol no Brasil e suas elasticidades, usando o procedimento ARDL *bounds test* de Pesaran et al. (2001), com dados mensais da ANP de maio de 2009 a novembro de 2018 e dados do IPEADATA de julho de 2001 a fevereiro de 2019. A literatura consultada mostra que a elasticidade próprio-preço do etanol é maior no Brasil devido à elevada participação de combustíveis com alto teor de etanol e à grande participação dos carros *flex* na frota nacional. Com base no modelo preferido, aquele estimado com dados do IPEADATA, as estimativas de curto-prazo e longo-prazo das elasticidades próprio-preço, preço-cruzada com a gasolina e renda foram -0,52, 0,40 e 0,19 e -6,73, 6,24 e 4,71. Ou seja, a demanda por etanol no Brasil é preço inelástica no curto-prazo e elástica no longo-prazo, a gasolina é um substituto do etanol e o etanol é um bem normal essencial e, no longo prazo, é um bem de luxo. Ademais, os resultados indicaram não ter havido uma mudança na elasticidade próprio-preço do etanol após a entrada dos carros *flex* no mercado brasileiro em 2003.

Palavras-chave: etanol, Proálcool, elasticidades, modelos ARDL, *bounds test*.

Abstract

The possibility that anthropogenic CO₂ emissions cause climate change and energy security issues make the study of fuel demand important. The widespread use of high percentage ethanol fuels in Brazil makes the study of ethanol demand especially relevant. The objective of the present study was to estimate the ethanol demand in Brazil and its elasticities, using the ARDL bounds test procedure by Pesaran et al. (2001), monthly ANP data from May 2009 to November 2018 and IPEADATA data from July 2001 to February 2019. The consulted literature shows that ethanol's own price elasticity is higher in Brazil because of the big participation of high percentage ethanol fuels and the large share of flex cars in the national fleet. Based on the preferred model, the one estimated with the IPEADATA, the long-run and short-run estimates of own price, gasoline cross-price and income elasticities were -0.52, 0.4 and 0.19, and -6,73, 6,24 e 4,71. In words, the demand for ethanol in Brazil is price inelastic in the short-run and price elastic in the long-run, gasoline is a substitute for ethanol and ethanol is a normal essential good in the short-run and a luxury in the long-run. In addition, the results indicated that there was no change in ethanol's own price elasticity after flex cars entered the Brazilian market in 2003.

Keywords: ethanol, Proálcool, elasticities, ARDL models, bounds test.

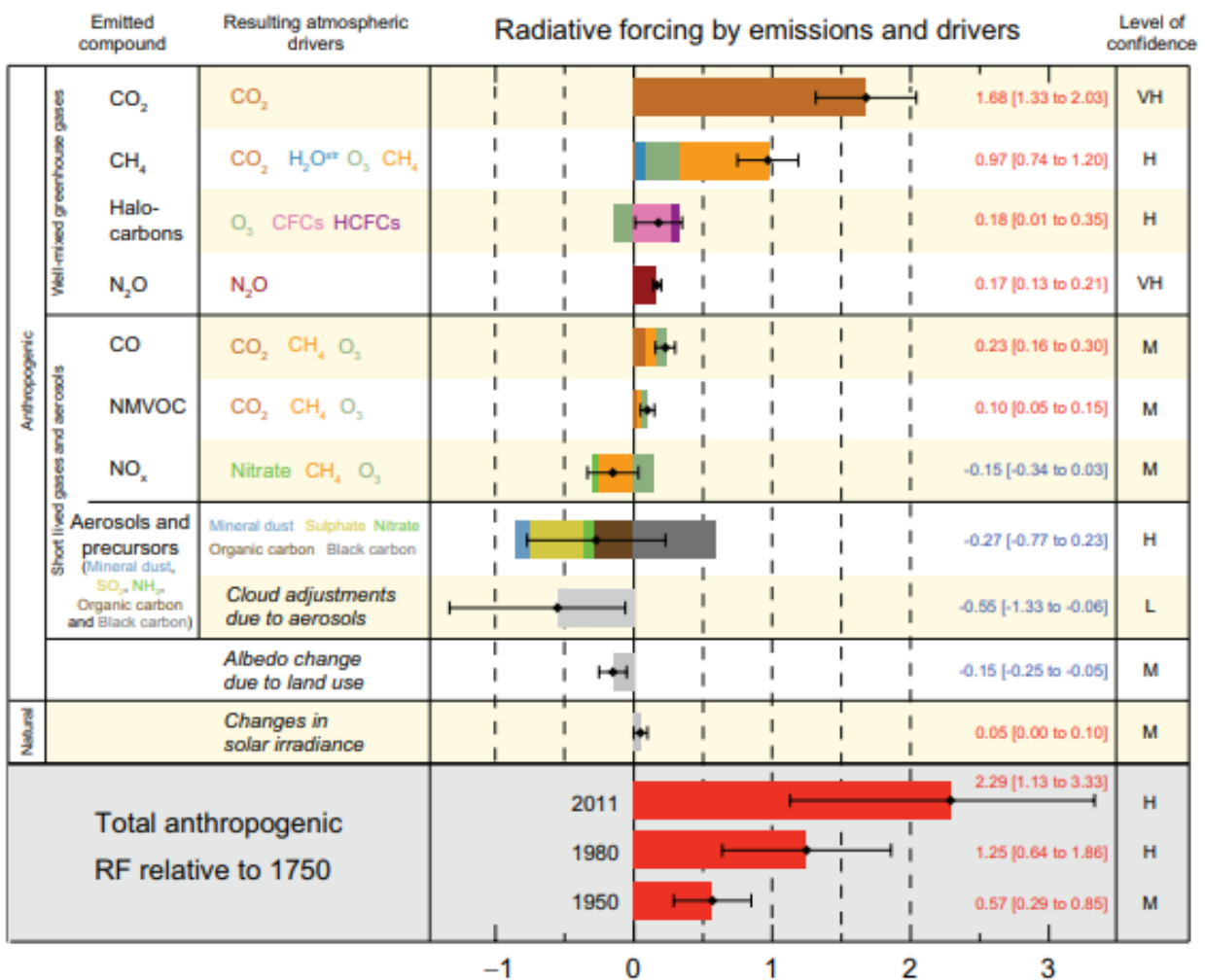
Sumário

Introdução	1
Revisão de literatura	5
Modelo econométrico	10
Dados e métodos	11
Resultados e discussão	13
Conclusões	19
Anexos	21
Referências bibliográficas	29

1. Introdução

O relatório do painel intercontinental do clima (IPCC, 2013)¹ menciona as emissões antropogênicas de CO₂ como o maior responsável pelas mudanças climáticas observadas nas últimas décadas (vide Tabela 1). Tais mudanças climáticas, segundo o relatório, podem trazer severas e irreversíveis consequências à humanidade, como o aumento no nível dos oceanos, da temperatura da superfície terrestre e da temperatura global, sendo necessárias, para combater tais consequências, rápidas reduções nas emissões de CO₂, nas próximas décadas.

Figura 1. Impactos de emissões de gases de efeito estufa (GEEs) sobre as mudanças climáticas.

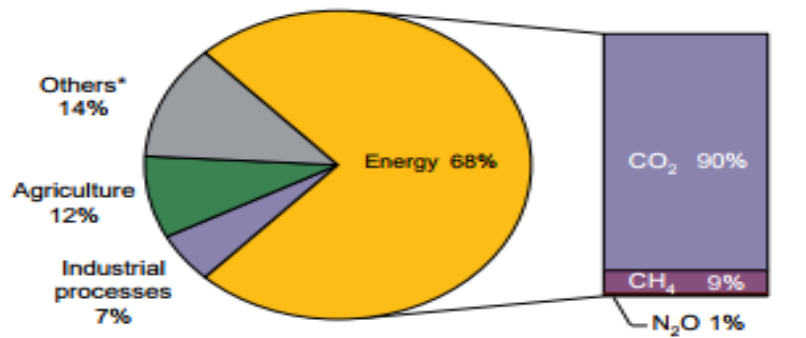


Fonte: IPCC (2013).

¹ IPCC é a sigla para Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas e se refere ao relatório que trouxe, em 2014, conclusões de caráter mais científicas sobre os efeitos da ação humana nas mudanças climáticas. Especialmente, sobre os efeitos da emissão do CO₂ na atmosfera. O documento é resultado da cooperação entre a [Organização Meteorológica Mundial](#) (WMO) e UNEP, o [Programa das Nações Unidas para o Meio Ambiente](#).

Nesse contexto, mudanças na matriz energética são essenciais para o enfrentamento de tais consequências (LARSON, 2006), uma vez que é energia, nas suas diversas matrizes, a responsável pelas mudanças climáticas e, conseqüentemente, em suas potenciais soluções. Estimativas da Agência Internacional de Energia (IEA, 2017) colocam sobre os combustíveis o maior peso (68%) das emissões de gases de efeito estufa (GEEs), sendo o CO₂, com participação de 90% nos GEEs, o gás mais importante (Figura 1).

Figura 2. Participações estimadas do GHG antropogênico global, 2014.



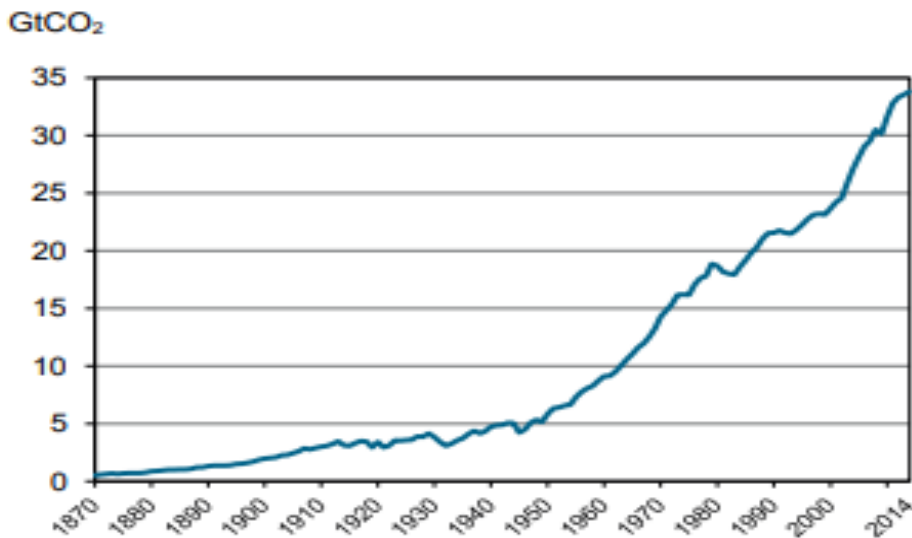
* Others include large-scale biomass burning, post-burn decay, peat decay, indirect N₂O emissions from non-agricultural emissions of NO_x and NH₃, Waste, and Solvent Use.

Source: based on IEA estimates for CO₂ from fuel combustion and EDGAR version 4.3.2 for CO₂, CH₄ and N₂O emissions and 4.2FT2010 for the F-gases; based on 100-year Global Warming Potential (GWP).

Fonte: IEA (2017).

Pela Figura 2, observa-se a tendência histórica de aumento das emissões de CO₂, tornando necessárias mudanças estruturais, quanto às políticas energéticas relacionadas aos combustíveis.

Figura 3. Emissões de CO₂ a partir da combustão de combustíveis fósseis, 1870-2014.



Fonte: IEA (2017).

Problemas advindos de mudanças climáticas têm sido destacados nos mais diversos relatórios do departamento de energia norte-americano (DoE, 2008) e pela Agência Internacional de Energia (IEA, 2017), sendo as emissões de CO₂ por combustíveis fósseis uma preocupação central. O caráter não renovável desses combustíveis também tem sido aventado como um problema (IAE, 2017).

Além de problemas ambientais, o estudo do consumo de combustíveis também é essencial para políticas macroeconômicas e para o entendimento e resolução de questões relativas à segurança energética de um país². Tal importância já motivou estudos para combustíveis tradicionais (WINZER, 2012; SOVACOOOL e MUKHERJEE, 2012), fruto de uma matriz energética baseada em combustíveis derivados do petróleo, em países desenvolvidos.

Todavia, particularidades do mercado brasileiro de energia, especificamente o de combustíveis, o tornam um ponto de partida para a análise de novas evidências sobre o tema, tanto do ponto de vista ambiental quanto do ponto de vista de política econômica. De tais particularidades, a mais relevante, que merece uma cuidadosa análise, é o uso extensivo de combustíveis com alto teor de etanol³. Desde a criação do Proálcool, em meados de 1975, resultado de um choque no preço do barril de petróleo no mercado internacional, tal característica se consolidou no mercado brasileiro.

Em resposta ao uso generalizado do etanol, a partir do início dos anos 2000, surgiu no mercado brasileiro, de forma generalizada, o amplo uso de motores *flex*. Segundo a ANFAVEA (2017) a produção de veículos *flex* corresponde a 88,6% da produção no Brasil, e segundo a ANP (2017) a produção de etanol no Brasil já ultrapassou 100 milhões de barris equivalentes de petróleo em 2016. Para fins de comparação, em 2016, houve ainda um consumo anual de 270 milhões de barris equivalentes de petróleo de gasolina “C” (Gasolina adicionada com etanol anidro), de 347 milhões de barris equivalentes de petróleo de óleo diesel e o consumo total de combustíveis foi 752 milhões de barris de petróleo.

Políticas semelhantes às adotadas no Brasil com relação aos biocombustíveis têm sido adotadas em outros países⁴. Tal fato provoca questionamentos, do ponto de vista microeconômico, sobre o comportamento dos consumidores frente a tal opção, e sobre seus impactos, ambientais, políticos, econômicos e sociais. Assim, fazem-se necessários estudos específicos ao mercado brasileiro, que considerem e atualizem, com ferramentas econométricas modernas, tais particularidades, de modo a dar suporte às discussões sobre meio ambiente, segurança energética, políticas econômicas e seus respectivos impactos no Brasil e prover ao mundo um potencial caso de sucesso no campo energético.

² Ver tópicos de segurança energética disponível em <https://www.iea.org/topics/energysecurity/>

³ Para um breve histórico e motivações do programa “Proálcool”, vide Goldemberg (2006).

⁴ Ver Sorda et. al (2010).

O objetivo do presente trabalho é estimar modelos de demanda por etanol no Brasil com base nos dados disponíveis na ANP de maio de 2009 a novembro de 2018 e os dados disponíveis no IPEADATA de julho de 2001 a fevereiro de 2019.

Esta monografia compreende seis capítulos. No segundo capítulo, faz-se uma revisão de literatura, explorando as mensurações de elasticidades disponíveis na literatura de política energética. No terceiro capítulo, é proposto um modelo no qual as estimativas de elasticidades se sedimentarão. No decorrer do capítulo quatro, serão examinadas as fontes e os métodos utilizados para as estimações dos parâmetros do modelo exposto nos capítulos anteriores. No quinto capítulo serão apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir do modelo, dados e técnicas expostas nos capítulos anteriores. No sexto, e último, capítulo são expostas conclusões do trabalho, de forma a sumariá-lo e justificá-la.

2. Revisão de literatura

A literatura sobre estimações econométricas voltadas ao setor energético é extensa, abarcando uma grande diversidade de modelos, técnicas e bens (SUGANTHI e SAMUEL, 2012). Estes estudos, em geral, começam com uma definição dos determinantes da demanda ou oferta de energia. Segundo Suganthi e Samuel (2012), os diversos modelos na literatura sobre o tema podem ser classificados em: estáticos, dinâmicos, univariados e multivariados, uma vez que os determinantes da demanda por energia podem ser vistos de diversas formas.

Apesar desta diversidade de modelos, na literatura para estimação da demanda de combustíveis, o trabalho de Dahl e Sterner (1991) é uma contribuição seminal, utilizado por diversos trabalhos (GREENING, GREENE e DIFIGLIO, 2000; HUGHES et al., 2006; e GRAHAM e GLAISTER, 2002).

Dahl e Sterner (1991) apresentam as dez funções mais utilizadas na literatura como estratégia de mensuração das variáveis determinantes da demanda por gasolina. A mais simples destas funções considera a demanda por gasolina como função unicamente do preço do combustível (P) e da renda (Y):

$$G = f_1(P, Y)$$

em que G é a demanda por gasolina e $f_1(\cdot)$ é uma função.

Afim de captar inércias no processo de demanda por gasolina, Dahl e Sterner (1991) propõem uma segunda função, que depende também da demanda por gasolina no período imediatamente anterior (G_{t-1}), função esta que se ajusta melhor aos dados:

$$G = f_2(P, Y, G_{t-1})$$

A inércia na demanda, porém, pode vir do estoque de veículos, sendo, na terceira função exposta por Dahl e Sterner (1991), a demanda é também função do estoque de veículos (V):

$$G = f_3(P, Y, V)$$

Alguns estudos, porém, apontam, que mais que o estoque de veículos, o tamanho e características dos mesmos ($CHAR$) importam para a demanda de combustível:

$$G = f_4(P, Y, V, CHAR)$$

Em outros modelos dinâmicos, outra formulação proposta é a adição de mais defasagens às variáveis da função de demanda, por exemplo:

$$G = f_5(\sum P_{t-i}, \sum Y_{t-i})$$

$$G = f_6(\sum_i P_{t-i}, \sum_i Y_{t-i}, G_{t-1})$$

$$G = f_7(P, Y, G_{t-1}, G_{t-2})$$

As preocupações com o número de observações e com multicolinearidade levaram Dahl e Sterner (1991) a proporem as funções 6 e 7, que mitigariam tal problema. Outras alternativas, os autores colocam, ao mesmo desafio anterior é o de utilizar outras técnicas econométricas, as funções 8, 9 revelam tal preocupação:

$$G = f_8(\sum_i (P_{t-i}, \sum_i Y_{t-i}, V))$$

$$G = f_9(P, Y, V, G_{t-1})$$

Já o último modelo, ao explicitar todas as variáveis que determinam a demanda por combustíveis, permite estimar separadamente funções com grupos de variáveis, como o preço do veículo (Pveh), o preço de outros transportes (Ptrans) dentre outras variáveis.

$$G = f_{10}(P_{gas}, P_{trans}, Y, P_{veh}, P_{gas_{t-1}}, Y_{t-1}, G_{t-1})$$

Estes modelos⁵, provém ao pesquisador sólidos determinantes da demanda de combustível bem como uma palpável estratégia de mensuração, mas mesmo tendo os determinantes da demanda, as técnicas utilizadas para medir tais relações também são alvo de intensa divergência na literatura⁶, as técnicas são as mais diversas vão de redes neurais ao insumo produto, nas mais diversas áreas da economia.

A maior parte dos estudos, todavia, se propõem a medir a sensibilidade da variação dos componentes do modelo da demanda ao produto, assim sendo, as elasticidades da função de demanda de combustível. Uma vez tendo boas medidas das elasticidades, o cálculo da demanda – ou da sua variação percentual da mesma- é trivial.

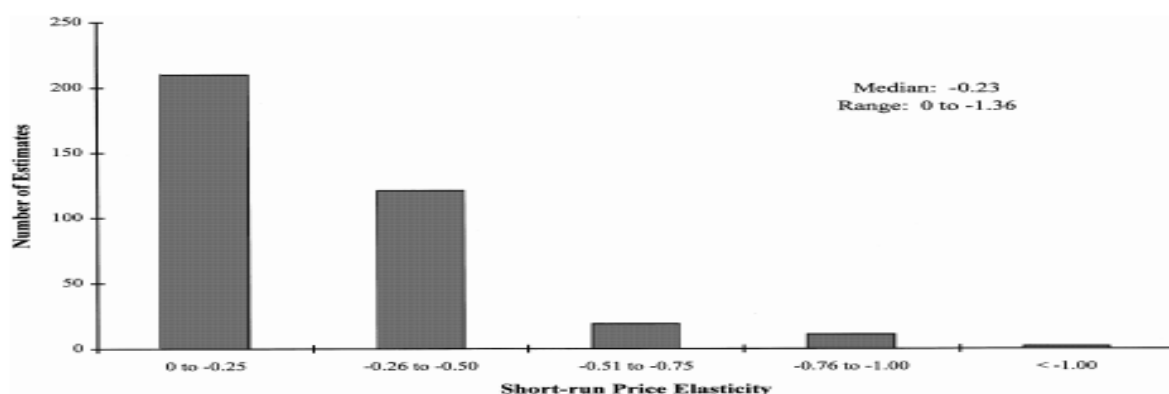
Assim, observa-se um grande esforço na literatura de mensuração das elasticidades⁷, tanto em relações da curto quanto de longo prazo entre as variáveis. Esse esforço pode ser observado em estudos seminais (DAHL e STERNER, 1991; DROLLAS, 1984). A partir disso, observa-se resultados empíricos aderentes à teoria e ao que se espera de bens com poucos substitutos imediatos no mercado, a inelasticidade preço da demanda da gasolina.

⁵ Para uma revisão de literatura sobre modelos energéticos vide Jebaraj e Iniyar (2006)

⁶ Ver uma análise de técnicas econométricas para estimação da demanda por energia SUGANTHI & SAMUEL, 2012 <https://doi.org/10.1016/j.rser.2011.08.014>

⁷ Uma meta-análise sobre o tema, pode ser encontrada em “Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities” de Espey (1998).

Figura 4. Meta-análise das elasticidades de curto prazo



Fonte: Espey (1998).

Os resultados têm se solidificado na literatura internacional, convergindo aos resultados já encontrados (CYNTHIA e PRINCE, 2013). Todavia, os resultados para o mercado brasileiro têm divergido dos da literatura internacional, algo que inspira cuidados por parte da análise da literatura. As características únicas do mercado brasileiro sempre inspiraram muitos estudos (ALVES e LOSSO, 2003; NAPPO, 2007; BURNQUIST e BACCHI, 2002; SANTOS, 2013; ROPPA, 2005), estes que tem seus resultados sumarizados a seguir.

Tabela 1. Resultados das elasticidades do etanol no mercado brasileiro

Author	Period	Income elasticity ^a		Price elasticity ^a	
		Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
Farina et al. (2010)	Jul/2001–Aug/2009				-1.23
Farina et al. (2010)	Jul/2001–Aug/2009				-1.33
Serigati et al. (2010)	Jul/2001–Apr/2009			Before-flex: -1.33 to -0.96; After-flex: -2.42 to -1.81	
Freitas and Kaneko (2011)	Jan/2003–Apr/2010			-1.413	-1.801
Cardoso and Bittencourt (2013) ^b	Jul/2001–Jul/2011	0.42 to 0.49	2.82	-1.54 to -1.42	-3.30
Diehl (2012)	Jul/2001–Aug/2009	0.95		-0.81	
Santos (2013)	Jul/2001–Dec/2010	0.464 to 0.558	3.722	-1.391 to -0.929	-8.465
Orellano et al. (2013) ^c	Jul/2001–Dec/2009	0.160 to 0.418		-2.305 to -0.781	

Note:

^a To allow for all results to be shown in a single table, the elasticities estimated from panel data were included in the column for short-term values.

^b Results for the estimate obtained for the Brazilian market as a whole.

^c Results taking into account the different models and periods used by the authors.

Fonte: Rodrigues e Bacchi (2017: p.325).

Tabela 2. Resultados das elasticidades da gasolina no mercado brasileiro

Author	Period	Income elasticity ^a		Price elasticity ^a	
		Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
Burnquist and Bacchi (2002)	1973–1998	0.600	0.959	-0.319	-0.227
Alves and Bueno (2003)	1984–1999	0.122	0.122	-0.092	-0.465
Roppa (2005)	1979–2003	0.472	0.164	-0.073	-0.634
Nappo (2007)	Aug/1994–Jul/2006		0.685		before-flex: -0.197 after-flex: -0.334
Schunemann (2007) ^b	Jan/1991–Feb/2007	0.858	1.839	-0.488	before-flex: -0.220 after-flex: -0.265
Silva et al. (2009)	3 ^o quarter/2001–4 ^o quarter/2006	0.154		-0.945	
Silva et al. (2009)	1 ^o quarter/2003–4 ^o quarter/2006	0.370		-1.505	
Farina et al. (2010)	Jul/2001–Aug/2009				-0.63
Fernandes et al. (2012)	Jan/2002–Dec/2010	0.657	1.000	-0.042	-0.058
Diehl (2012)	Jul/2001–Aug/2009	0.76		-0.20	
Santos (2013)	Jul/2001–Dec/2010	0.158 to 0.210	0.523	-0.428 to -0.318	-1.186

Note:

^a To allow for all results to be shown in a single table, the elasticities estimated from panel data were included in the column for short-term values.

^b Results for the “Eq. (1)” model.

Fonte: Rodrigues e Bacchi (2017: p.325).

Resultados como estes, apresentam a demanda por etanol e gasolina como preço elásticas (chegando a apontar -8,465 para etanol e -1,186 para a gasolina), o que, ao divergir dos resultados da literatura internacional, chamam atenção para os modelos e estratégias de medida próprias do mercado brasileiro. Nesse sentido, deve-se considerar a alta carga de combustíveis com alto teor de etanol e outros combustíveis alternativos bem como a massiva utilização de carros “*flex*” no Brasil, que proporcionam ao consumidor um processo de substituição quase inexistente em outros mercados.

Tais estudos, que chegam a resultados díspares, são primordiais para a compreensão do mercado brasileiro de combustíveis, mas, segundo Rodrigues e Bacchi (2017), pecam por não considerarem, em seus modelos, veículos que podem se mover com mais de um combustível e seus impactos no setor e nas decisões do consumidor de combustível

“[...]Overall, these studies sought to assess the impact of flex-fuel technology on this sector and of the decision of owners of vehicles that can run on more than one fuel to select one of them for use. None of the studies, however, focused on assessing the behavior of demand for energy by the light-vehicle fleet. [...] while they provide relevant information for understanding the level of substitution between different fuels, the results available have limitations for one to understand the amount of kilometers demanded for private transportation purposes[...].” Rodrigues e Bacchi (2017), p. 300

Desta forma, mudanças no modelo de demanda de energia são essenciais para aumentar a aderência destes com os dados disponíveis. Nesse sentido, o modelo microeconômico proposto por Salvo e Huse (2011) foi usado como base para a aplicação do ferramental empírico em Rodrigues e Bachi (2017). Tal modelo, leva em conta o processo de substituição trazido pelos automóveis “*flex*”, que se tornaram regra no Brasil após 2003. O consumidor, maximizador de transporte em quilômetros rodados, tendo ao seu alcance a oportunidade de escolher entre diferentes combustíveis no ato da compra, o faz, por vezes, em uma função de utilidade sujeita à restrição de renda.

Assim, importa para uma própria análise do tema, as elasticidades preço cruzada da demanda e elasticidade renda da demanda. Se existem diferenças teóricas nos estudos, os métodos empíricos de mensuração também é um ponto de diferenciação dos mesmos, também técnicas adequadas, são essenciais para uma mensuração adequada das elasticidades do etanol e seus impactos.

Nesse prisma, técnicas de cointegração, vem sendo usadas para estimativas sobre a elasticidade de combustíveis (BENTZEN, 1994; POLEMIS, 2006). O uso de séries temporais é extensivo e bem documentado na literatura brasileira (BURNQUIST e BACCHI, 2002; RODRIGUES e BACCHI, 2017; ALVES e BUENO, 2003), somente um é exceção na literatura internacional sobre o tema, no Brasil (SILVA et al., 2009).

O artigo de Rodrigues e Bacchi (2017) apresenta, por meio do modelo exposto e técnicas de cointegração, resultados convergentes com a literatura internacional (-0.85), um pouco distintos, no entanto, dos testes expostos pela tabela 1, para o mercado brasileiro. O uso de técnicas de cointegração possibilita a análise por séries de tempo não estacionárias sem incorrer em problemas de regressões espúrias, podendo observar relações consistentes entre séries.

A introdução do conceito de cointegração foi feita por (GRANGER, 1981) e o seu desenvolvimento (ENGLE e GRANGER, 1987), criaram a base teórica necessária à representação, teste, estimação e modelagem baseadas em variáveis não estacionárias, mas cointegradas, o que possibilita estimar e testar modelos de longo prazo a partir de dados de séries temporais não estacionários. Tais técnicas são essenciais, uma vez que séries com médias constantes, estacionaridade, são componentes raros em séries do mundo real. Observar relações não retirando a tendência de uma série pode resultar em regressões espúrias (HENDRY, 1980).

No esforço de trabalhar de forma consistente, com séries não estacionárias, técnicas de defasagens distribuídas auto regressivas (ARDL), introduzido por Pesaran et al. (2001), têm sido bastante usadas em análises de demanda energética (SUGANTHI e SAMUEL, 2012). Tais técnicas⁸ permitem observar relações de longo prazo entre variáveis, em séries não estacionárias. Estes procedimentos envolvem testes de limite para cointegração, e podem ser observadas em estudos recentes sobre o tema, como em Rodrigues e Bacchi (2017).

Na próxima seção apresentaremos o modelo base para aplicação de técnicas quantitativas.

⁸ Ver uma análise de técnicas econométricas para estimação da demanda por energia SUGANTHI e SAMUEL, 2012 <https://doi.org/10.1016/j.rser.2011.08.014>

3. Modelo econométrico

O modelo econométrico da demanda agregada por etanol no Brasil, base do presente estudo, tem forma funcional Cobb-Douglas,

$$C_t = \alpha A_t^{\beta_1} G_t^{\beta_2} R_t^{\beta_3} e^{u_t} \quad (1)$$

em que, para cada mês t , C_t é o consumo de etanol no varejo no Brasil, A_t é o preço do etanol hidratado no varejo, G_t é o preço da gasolina no varejo, R_t é o PIB per capita e u_t é o erro aleatório.

Aplicando logaritmo natural aos dois lados da equação (1), chega-se à especificação do modelo econométrico:

$$\log C_t = \beta_0 + \beta_1 \log A_t + \beta_2 \log G_t + \beta_3 \log R_t + u_t \quad (2)$$

em que se espera que o etanol seja um bem comum, com elasticidade próprio-preço $\beta_1 < 0$; que a gasolina seja um bem substituto do etanol, sendo a elasticidade-cruzada $\beta_2 > 0$; e que o etanol seja um bem normal, com elasticidade-renda $\beta_3 > 0$.

Na seção 4 a seguir, os dados e as técnicas econométricas utilizadas para estimação da equação (2) são apresentados.

4. Dados e métodos

Foram coletados dados sobre consumo per capita de etanol, preço médio do etanol, preço médio da gasolina e renda per capita no período de janeiro de 2009 a novembro de 2018. Os dados sobre preço médio da gasolina e do etanol são disponibilizados pela Agência Nacional do Petróleo - ANP, a série utilizada é mensal e se inicia em janeiro de 2009. A renda, por sua vez, foi obtida pelo gerador de séries do banco central, sendo dividida pela população mensal estimada, uma vez que o IBGE disponibiliza apenas a população anual. As três séries, renda per capita, preço médio do etanol e preço médio da gasolina, foram deflacionadas pelo IGP-di. O consumo de etanol, em sua forma mensal, também foi obtido da ANP, sendo sua ponderação pela população feita com os mesmos dados que ponderam a renda. Sendo assim, há quatro variáveis na base de dados, quais sejam: consumo per capita de etanol (Cons), preço médio de revenda do etanol (Peta), preço médio de revenda da gasolina (Pgas), e renda per capita (Renda).

A técnica para estimação dos modelos foi o procedimento *ARDL bounds test*, para cointegração de Pesaran et al. (2001). Esta técnica é uma atualização do procedimento em dois estágios de cointegração de Engle e Granger (1987).

O procedimento de Engle e de Granger consiste em, se y_t , x_t são duas séries integradas de ordem um ou (1) e em uma regressão MQO segundo o modelo (3) os resíduos são estacionários por um teste de estacionaridade, como o de Dickey-Fuller, então as séries são cointegradas e, assim, a relação entre elas pode ser expressa na forma de do modelo de correção de erros (4).

$$y_t = b_0 + \theta' x_t + v_t, \quad (3)$$

$$\Delta y_t = c_0 + \gamma \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta x_{t-i} + u_t \quad (4)$$

No entanto, o procedimento de Engle e Granger de dois estágios tem limitações, como o fato das variáveis precisarem ter a mesma ordem 1 de integração, a distribuição dos estimadores MQO não ser assintoticamente normal com prejuízos ao uso do teste t, e potencial viés na estimação MQO (BANERJEE et al., 1986).

Soluções para superar tais limitações foram propostas, como Pesaran e Shin (1998) que propõem obter os parâmetros de longo prazo de um modelo ARDL(p, q):

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i x_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Pelo procedimento de Pesaran e Shin (1998), as séries y_t , x_t podem ser I(1), I(0) ou I(2) e os número ideal de defasagens ou *lags* da equação são selecionados por critérios de informação, como

o AIC (*Akaike information criterion*) ou BIC (*Schwarz-Bayesian information criterion*). Caso a relação de longo prazo seja confirmada, é possível obter um modelo de correção de erros, como:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t - \alpha(y_{t-1} - \theta \mathbf{x}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta y_{t-i} + \omega' \Delta \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta \mathbf{x}_{t-i} + u_t$$

No caso específico em análise se espera encontrar as relações de longo prazo, testadas com base nos valores críticos obtidos por Pesaran et al. (2001), e, assim, conseguir separar as relações de longo e curto prazo das séries e estimar as elasticidades desejadas.

5. Resultados e discussão

As estimações foram realizadas com o Stata 13[®] e o pacote de ARDL desenvolvido por Kripfganz e Schneider (2018). As séries da primeira base de dados foram log-linearizadas, conforme modelo econométrico (2). A variável do consumo per capita de etanol log-linearizada é Cons2, assim como, o preço médio de revenda do etanol é Peta2, preço médio de revenda da gasolina é Pgas2 e renda per capita é Renda2.

Tabela 3. Estatística descritiva da primeira base de dados

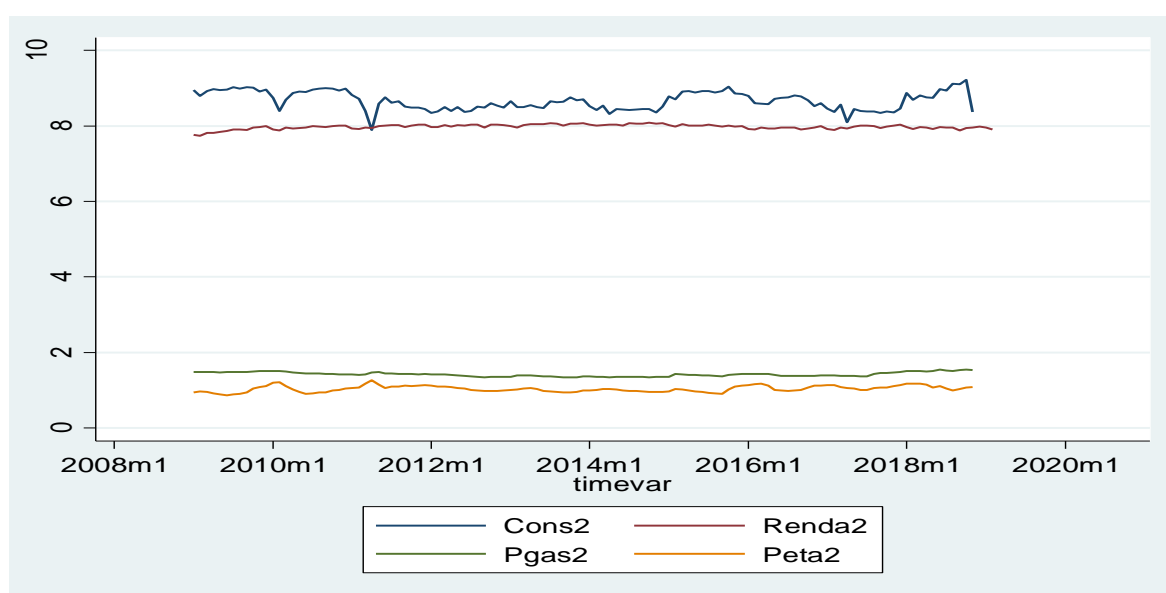
	Consumo per capita (ml)	Preço real etanol (R\$)	Preço real gasolina (R\$)	Renda per capita real (R\$)
Média	5973,38	2,83	4,15	2923,58
Mediana	5695,56	2,80	4,13	2936,52
Desvio Padrão	1437,36	0,23	0,24	174,08
Maior valor	10142,87	3,56	4,70	3246,95
Menor valor	2667,83	2,37	3,80	2305,73

Fonte: Elaboração Própria.

Na primeira etapa da estimação estimativa, utilizou-se o critério informacional de AIC (*Akaike Information Criterion*) como critério para seleção do número de defasagens (*lags*) das variáveis do modelo. A estimativa coerente com estes dados se encontra na retornos do stata 1, exposta em anexo.

Os próximos passos do método *ARDL bounds test*, consiste em estimar o número de diferenças necessárias para tornar a série estacionária, sendo que as séries não sejam $I(2)$. Para isso é preciso executar o teste de *Dickey-Fuller* aumentado (ADF). O primeiro passo, deste teste, é desenhar as variáveis em um gráfico para observar se tais séries têm uma média constante, tal plotagem ajuda à análise na medida de ter um critério a mais de análise além do teste.

Figura 5. Séries de tempo das variáveis estudadas



Fonte:

Fonte: Elaboração Própria.

Conforme tabela 4, todas as variáveis testadas são I(0), com a exceção de Pgas, que é I(1) ao nível de 10% permitindo rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade, e de ordens altas de integração. Os resultados estão expostos, na tabela 4 e no retorno do Stata 2, em anexo.

Tabela 4. Teste *Dickey-fuller* de estacionaridade 1º base de dados

Variável	Valor crítico		Valor da Estatística do Teste	Resultado
	5%	10%		
Renda	-2,88	-2,57	-4,44	Não rejeitar I(0) a 5%
Consumo	-2,88	-2,57	-4,05	Não rejeitar I(0) a 5%
Preço etanol	-2,88	-2,57	-2,9	Não rejeitar I(0) a 5%
Preço gasolina	-1,65	-1,28	-1,48	Rejeitar I(0)/ não rejeitar I(1) a 10%

Fonte: Elaboração Própria

Feitos os testes de estacionaridade, é possível calcular um número confiável para o teste de limites de ARDL. Dado tal confiança, relação de longo prazo entre as séries é significativa de acordo com o *bounds test para cointegração* disponível no Stata, com o resultado sumarizado na tabela 10 e no retorno do Stata 4.

Como valores de F são menores que o níveis críticos a 1%, conclui-se que há uma relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis do modelo, o que permite obter as estimativas do das elasticidades de curto e longo prazos com base em um modelo de correção de erros, vide resultados na tabela 5 e no retorno do Stata 5, em anexo.

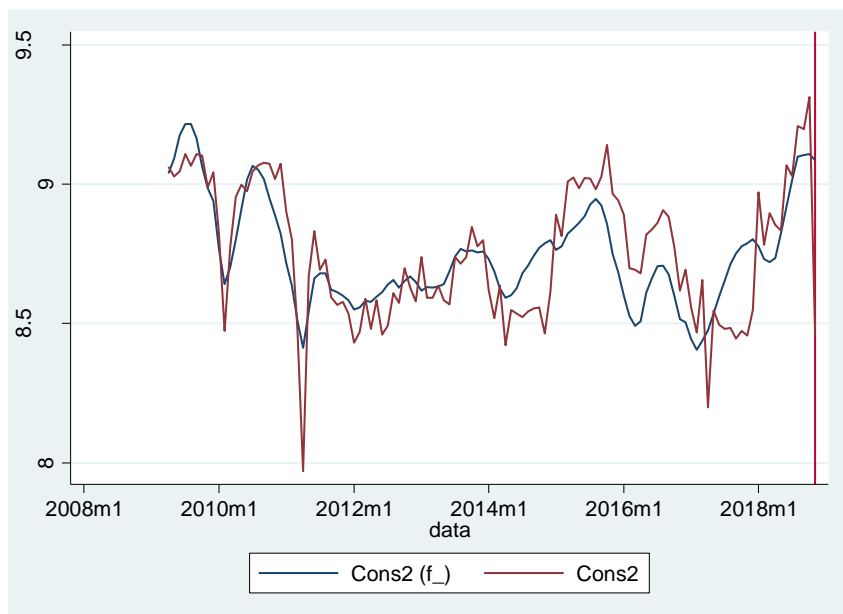
Tabela 5. Elasticidades na forma de correção de erros.

Elasticidades	Modelo de Correção de erros	
	Curto prazo	Longo Prazo
Próprio-preço	-0,97	-3,38
Preço-cruzada com a gasolina	1,60	5,68
Renda	0,91	3,26

Fonte: Elaboração própria.

Pela Tabela 5, observamos que a demanda por etanol é inelástica ao próprio-preço, que a elasticidade preço cruzada com a gasolina é alta e que o etanol é um bem normal com elasticidade renda baixa no curto prazo e alta no longo prazo. O modelo apresenta boa aderência aos dados e globalmente significativa, sumarizados pela *pseudoprevisão* apresentada na figura 6, sendo Cons2 o consumo per capita de etanol observado e f_cons2 o consumo per capita previsto pelo modelo.

Figura 6. Pseudoprevisão do 1º base de dados



Fonte: Elaboração Própria.

No entanto, o terceiro modelo apresentou problemas nos testes pós-estimativa, necessários à sua plena aceitação, apesar de testes positivos quanto à negação de autocorrelação, houveram testes dúbios quanto à presença de heterocedasticidade, variáveis omitidas e normalidade dos erros, vide resultados dos testes, dispostos nas tabelas 8 e no retorno do Stata 7.

As dubiedades dos resultados dos testes nos levaram à análise outros modelos e outras bases de dados disponíveis. Se encontra disponível, no IPEADATA, uma base de dados mais longa, com início em 2001, dando uma maior possibilidade de incluir uma possível variável omitida, uma variável *dummy* que capta os efeitos da inclusão dos motores *flex*, a partir de julho de 2003, com base no modelo econométrico:

$$\log C_t = \beta_0 + \beta_1 \log A_t + \beta_2 \log G_t + \beta_3 \log R_t + \beta_4 (\log A_t \times dummy) + \beta_5 t + u_t \quad (3)$$

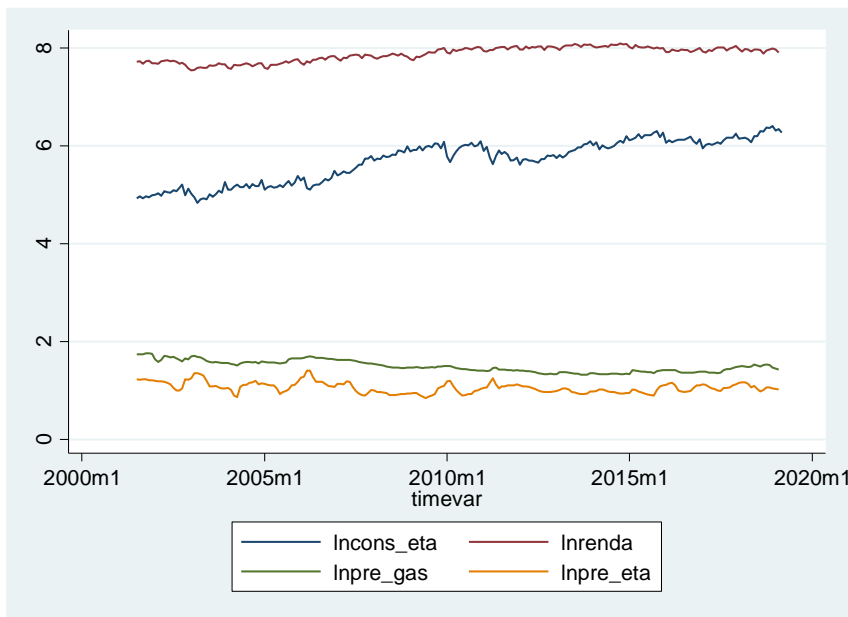
em que a variável *dummy* recebe 1 de julho de 2003 em diante e zero, antes dessa data. A variável *t* é a variável tendência.

Tabela 6. Estatística descritiva 2º base de dados

	Consumo per capita (m3)	Preço real etanol (R\$)	Preço real gasolina	Renda per capital real (R\$)
Média	323,70	4,49	2,90	2641,26
Mediana	330,50	4,36	2,85	2734,87
Desvio Padrão	124,81	0,54	0,33	374,63
Maior valor	606	5,85	4,10	3246,95
Menor valor	125	3,75	2,34	1871,84

Fonte: Elaboração Própria.

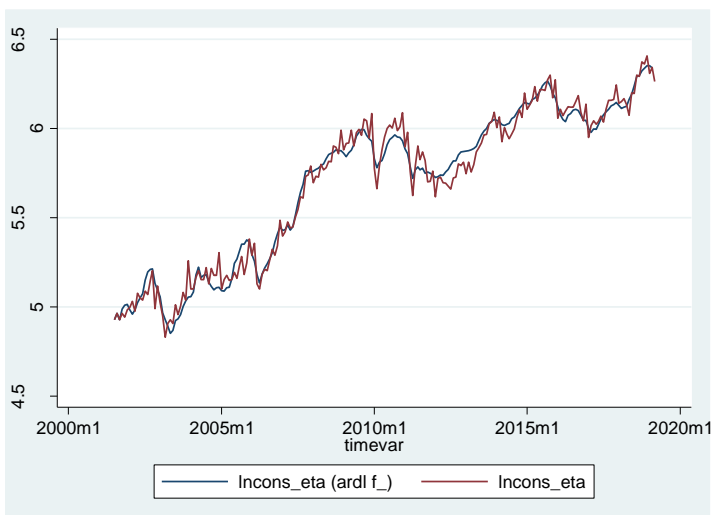
Figura 7. Séries de tempo analisadas



Fonte: Elaboração Própria.

Sendo \lnpre_gas a elasticidade preço cruzada da demanda da gasolina em relação ao etanol(0,40), \lnpre_eta a elasticidade preço da demanda do etanol (-0.52), \lnrenda a elasticidade renda (0.19) e $timevar$ a variável tendência. Tal modelo apresenta uma significância conjunta das variáveis e uma boa adesão aos dados, como disponível as *pseudoprevisão* das variáveis, na figura 7, confrontando o valor real, com o valor previsto pelo modelo

Figura 8. Pseudoprevisão ARDL 2º base de dados



Fonte: Elaboração Própria.

Além de uma boa aderência aos dados, tal modelo também apresenta um “*Bounds test*” que permite a apresentação das elasticidades na forma apresentada. Testando a estacionaridade das séries,

utilizando o procedimento de plotagem para observação visual da média constante, procedimento adotado na figura 7.

Executando o teste ADF, com a exceção do preço do etanol, todas as variáveis são I(1) a aproximadamente 10%, conforme resultados na tabela 7 e no retorno do Stata 10, em anexo.

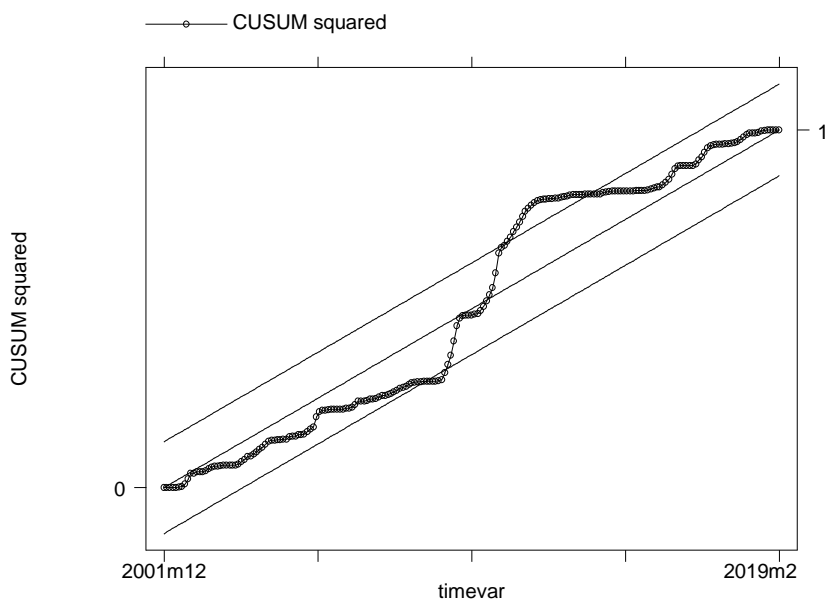
Tabela 7. Teste *Dickey-fuller* de estacionaridade 2º base de dados

Variável	Valor crítico		Valor da Estatística do Teste	Resultado
	5%	10%		
Preço gasolina	-1,65	-1,28	-2,29	Rejeitar I(0)/ não rejeitar I(1) a 5%
Renda	-1,65	-1,28	-1,73	Rejeitar I(0)/ não rejeitar I(1) a 5%
Preço etanol	-2,88	-2,57	-3,4	Não rejeitar I(0) a 5%
Consumo	-1,65	-1,28	-1,29	Rejeitar I(0)/ não rejeitar I(1) a 10%

Fonte: Elaboração Própria

Os testes disponíveis neste modelo também são condizentes com o esperado, sendo somente o teste de variável omitida abaixo do esperado. Os parâmetros podem ter duas quebras em toda série de tempo, de acordo com o teste disponível no Stata® pela função CUSUM6, sumarizado pela figura 9.

Figura 9. Teste quebra estrutural nos parâmetros



Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados obtidos estão de acordo com a literatura sobre o tema no que tange aos sinais esperados e significâncias das elasticidades. Os estudos expostos pela tabela 1, porém, divergem quanto o número em si, sendo o mesmo discutivelmente convergente. No primeiro modelo, a elasticidade preço do etanol encontrada foi de -0,97, a elasticidade preço cruzada com a gasolina foi

de 1,60 e a elasticidade renda 0,91, sendo todas as variáveis individualmente e conjuntamente significantes e suas relações de longo prazo confirmadas pelo *bounds test* para cointegração de Pesaran et al. (2001).

Tabela 8. Elasticidades de curto prazo reparametrizadas, forma final,.

Reparametrização das elasticidades de curto prazo		
Elasticidades Obtidas	1° Base de dados	2° Base de dados
Preço etanol	-0,97	-0,52
Preço gasolina	1,60	0,40
Renda	0,91	0,19

Fonte: Elaboração Própria.

Tais variáveis são de acordo com o esperado no sentido de que a elasticidade preço foi medida como inelástica, como substituto em relação à gasolina e inferior quanto à renda. Seus testes pós estimação, porém, levaram à escolha de um modelo mais robusto, com uma série disponível mais longa.

Tal tentativa levou à estimativas dentro do esperado, porém, em escalares diferentes, sendo $\ln pre_gas$ a elasticidade preço cruzada da demanda da gasolina em relação ao etanol (0,40), $\ln pre_eta$ a elasticidade preço da demanda do etanol (-0,52), $\ln renda$ a elasticidade renda (0,19) e $\ln timevar$ a variável de tendência com um escalar de 0,001.

Os testes pós estimativa deste modelo apontam para a normalidade dos resíduos, essencial à veracidade do teste de longo prazo e excluindo a autocorrelação e a heterocedasticidade, reafirmando a robustez do modelo⁹.

Tabela 9. Testes pós estimativas

Testes pós estimativa			
	Base 1	Base 2	
Breusch-godfrey LM autocorrelação	0,08	0,53	Prob>chi2
Breusch-Pagan para heterocidasticidade	0,002	0,06	Prob>chi2
Ramsey RESET forma funcional	0,03	0,01	Prob>F
Jarque-berra para normalidade dos resíduos	0	0,81	Prob>chi2

Fonte: Elaboração Própria

⁹ Os dados para replicação do modelo se encontram em:

<https://drive.google.com/drive/folders/1HMM34vmrsFU11Lt-1fO9cdXjSxxlAkdK?fbclid=IwAR3rIju7D16-ok1CWX5cwBbBzgy0-5CaJ3GMV5w3iinapMOc8DKlUtzxqOO>

Tabela 10. Testes de cointegração

<i>Bounds Test para cointegração 1º base de dados</i>			
	Valores críticos de I(1)		
	1%	5%	
F	4,44	5,79	F=7,05, F> I(1) 1%. Há coitegração
t	-3,75	-4,4	t=-3,4, t> I(1) 1%. Há cointegração
<i>Bounds Test para cointegração 2º base de dados</i>			
	Valores críticos de I(1)		
	1%	5%	
F	4,64	5,81	F=8,83, F> I(1) 5%. Há coitegração
t	-4,32	-4,94	t=-4,85, t> I(1) 5%. Há cointegração

Fonte: Elaboração Própria

As elasticidades de longo prazo foram temas de divergências, ao comparar os resultados obtidos e a literatura. Tal fato decorre dos próprios resultados encontrados para as elasticidades de longo prazo serem díspares entre si. De acordo com a tabela 1, a elasticidade próprio-preço de longo prazo variou de -1,23 até -8,46, enquanto a elasticidade renda variou de 2,82 até 3,72

6. Conclusões

A presente monografia se propôs a estimar as elasticidade próprio-preço do etanol, a elasticidade preço-cruzada do etanol com a gasolina e a elasticidade-renda da demanda por etanol no Brasil. Para tanto, utilizou-se o procedimento ARDL *bounds test* e sua comparação frente à literatura sobre o tema, no Brasil e no mundo. Foram utilizadas duas bases de dado para isso, a primeira de 2009 a 2018, disponível no site da ANP e uma base de dados de 2001 a 2019, disponível no site do IPEADATA.

Na primeira base de dados, os testes foram em linha com o esperado, sem nenhuma variável I(2), sendo as variáveis I(0) ou I(1). As estimativas das elasticidades próprio-preço, preço-cruzada do etanol com a gasolina e renda foram: -0,97, 1,60 e 0,91, a partir da reparametrização dos coeficientes de curto prazo frente à dinâmica de longo prazo, revelada pela cointegração. Porém os testes pós-estimativa foram divergentes com o esperado, principalmente o teste de normalidade dos resíduos, essencial à análise salutar sobre os coeficientes.

Na segunda base de dados, as estimativas das elasticidades próprio-preço, preço-cruzada do etanol com a gasolina e renda foram -0,52, 0,4 e 0,19. Os testes pós-estimativa foram condizentes com o preconizado e os resultados foram convergentes com as classificações de elasticidades

encontradas na literatura ao menos quanto ao sinal, sendo a demanda por etanol preço inelástica, a gasolina sendo um substituto do etanol e o etanol sendo um bem normal/essencial quanto à renda. As intensidades da elasticidade variaram um pouco da literatura sobre o tema. Ademais, os resultados indicaram não ter havido uma mudança na elasticidade próprio-preço do etanol após a inclusão dos carros flex em 2003.

O procedimento *ARDL bounds test* para cointegração se mostrou muito útil e informativa para a análise das elasticidades da demanda por etanol e, assim, podem ser usados no estudo da demanda de outros combustíveis no mercado brasileiro, apesar de testes com séries mais longas serem necessários, com pós estimações mais convergentes com esperado para a maturação e testes de modelos mais sólidos.

7. Anexos

Retornos do stata 1. Resultados elasticidades modelo ARDL.

```
. ardl Cons2 Peta2 Pgas2 Renda2, aic
```

```
ARDL(3,2,0,2) regression
```

```
Sample: 2009m5 - 2018m11
Number of obs = 115
F( 10, 104) = 25.79
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.7126
Adj R-squared = 0.6850
Log likelihood = 72.677372
Root MSE = 0.1352
```

Cons2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Cons2						
L1.	.4665306	.119567	3.90	0.000	.2294248	.7036364
L2.	.0363009	.1322203	0.27	0.784	-.2258971	.2984988
L3.	.2061837	.0997031	2.07	0.041	.0084687	.4038987
Peta2						
--.	-1.535332	.3828249	-4.01	0.000	-2.294488	-.776176
L1.	-.0280515	.6346143	-0.04	0.965	-1.286515	1.230412
L2.	.5877928	.4278927	1.37	0.172	-.2607344	1.43632
Pgas2						
	1.606592	.3708239	4.33	0.000	.8712343	2.34195
Renda2						
--.	.8654293	.4227257	2.05	0.043	.0271484	1.70371
L1.	-.9424372	.519115	-1.82	0.072	-1.971862	.0869873
L2.	.9925772	.4094276	2.42	0.017	.1806668	1.804488
_cons	-6.028024	3.583423	-1.68	0.096	-13.13409	1.078038

Retornos do stata 2. Resultados do teste dickey-fuller aumentado (ADF)

```
. dfuller Renda2, lags(0)
```

```
Dickey-Fuller test for unit root
Number of obs = 121
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.444	-3.503	-2.889

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002
```


Retornos do stata 4. Resultado do ARDL *bounds test* para cointegração, 2º modelo.

```
. estat ectest

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship                    F =    7.059
Case 3                                     t =   -3.407

Finite sample (3 variables, 116 observations, 6 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2018) critical values and approximate p-values
```

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.740	3.820	3.267	4.443	4.436	5.796	0.000	0.002
t	-2.546	-3.412	-2.857	-3.752	-3.463	-4.400	0.012	0.101

```
do not reject H0 if
  both F and t are closer to zero than critical values for I(0) variables
  (if p-values > desired level for I(0) variables)
reject H0 if
  both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
  (if p-values < desired level for I(1) variables)
```

Retornos do stata 5. Forma de correção de erros do 2º modelo.

```
. ardl Cons2 Peta2 Pgas2 Renda2, aic ec

ARDL(3,2,0,2) regression

Sample: 2009m5 - 2018m11                    Number of obs =    115
                                           R-squared      =    0.4428
                                           Adj R-squared  =    0.3892
Log likelihood = 73.237492                 Root MSE      =    0.1346
```

D.Cons2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
Cons2						
L1.	-.2946739	.0889421	-3.31	0.001	-.4710495	-.1182983
LR						
Peta2	-3.38678	.8866893	-3.82	0.000	-5.145118	-1.628442
Pgas2	5.688687	1.633604	3.48	0.001	2.44919	8.928184
Renda2	3.268448	1.858142	1.76	0.082	-.4163184	6.953214
SR						
Cons2						
LD.	-.244943	.1215398	-2.02	0.046	-.4859611	-.003925
L2D.	-.210371	.0994254	-2.12	0.037	-.4075354	-.0132066
Peta2						
D1.	-.5358702	.3804345	-1.41	0.162	-1.290286	.2185456
LD.	-.5802717	.4250641	-1.37	0.175	-1.42319	.2626464
Renda2						
D1.	-.071086	.4314086	-0.16	0.869	-.9265853	.7844134
LD.	-1.005103	.4107128	-2.45	0.016	-1.819562	-.1906439
_cons	-6.481472	3.588227	-1.81	0.074	-13.59706	.6341174

Retornos do stata 6. Novos coeficientes ARDL, 2º modelo.

. regress

Source	SS	df	MS	Number of obs =	115
Model	1.47817144	10	.147817144	F(10, 104) =	8.08
Residual	1.90237056	104	.018292025	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4373
				Adj R-squared =	0.3831
Total	3.380542	114	.029653877	Root MSE =	.13525

D.Cons2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Cons2					
L1.	-.2909848	.0895409	-3.25	0.002	-.4685479 - .1134218
Peta2	-.9755907	.2511079	-3.89	0.000	-1.473547 - .4776342
Pgas2	1.606592	.3708239	4.33	0.000	.8712343 2.34195
Renda2	.9155693	.3789586	2.42	0.017	.1640802 1.667058
Cons2					
LD.	-.2424846	.1217673	-1.99	0.049	-.4839536 -.0010155
L2D.	-.2061837	.0997031	-2.07	0.041	-.4038987 -.0084687
Peta2					
D1.	-.5597413	.3825828	-1.46	0.146	-1.318417 .1989348
LD.	-.5877928	.4278927	-1.37	0.172	-1.43632 .2607344
Renda2					
D1.	-.05014	.4288695	-0.12	0.907	-.9006043 .8003243
LD.	-.9925772	.4094276	-2.42	0.017	-1.804488 -.1806668
_cons	-6.028024	3.583423	-1.68	0.096	-13.13409 1.078038

Retornos do stata 7. Testes de pós-estimação, 2º modelo.

. predict myResiduals, r
(3 missing values generated)

. sktest myResiduals

Variable	Obs	Skewness/Kurtosis tests for Normality			
		Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2 (2)	Prob>chi2
myResiduals	116	0.0000	0.0000	36.18	0.0000

. estat bgodfrey

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.980	1	0.0843

H0: no serial correlation

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.Cons2

chi2(1) = 9.84

Prob > chi2 = 0.0017

. estat ovtes

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.Cons2

Ho: model has no omitted variables

F(3, 101) = 3.17

Prob > F = 0.0277

Retornos do stata 8. Estimativas dos coeficientes ARDL, 2ª base de dados, 3º modelo.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	208
Model	.741492793	15	.049432853	F(15, 192) =	16.26
Residual	.583868582	192	.003040982	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5595
				Adj R-squared =	0.5250
Total	1.32536137	207	.006402712	Root MSE =	.05515

D.lncons_eta	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lncons_eta					
L1.	-.1803063	.0371478	-4.85	0.000	-.2535766 -.107036
lnpre_gas	.4087249	.0840289	4.86	0.000	.2429865 .5744632
lnpre_eta	-.5218641	.0818951	-6.37	0.000	-.6833937 -.3603346
lnrenda	.1964399	.0688241	2.85	0.005	.0606915 .3321882
dflex3	.0095614	.0161077	0.59	0.553	-.0222093 .0413322
lncons_eta					
LD.	-.4755849	.0686854	-6.92	0.000	-.6110597 -.34011
L2D.	-.1214291	.0695121	-1.75	0.082	-.2585345 .0156763
lnpre_eta					
D1.	-.0442051	.1054486	-0.42	0.676	-.2521915 .1637814
LD.	-.1463486	.1166946	-1.25	0.211	-.3765165 .0838194
L2D.	.2855642	.1074849	2.66	0.009	.0735613 .497567
L3D.	-.1757015	.102522	-1.71	0.088	-.3779155 .0265125
lnrenda					
D1.	.2760011	.1303123	2.12	0.035	.0189736 .5330286
LD.	.087665	.1198742	0.73	0.465	-.1487744 .3241045
L2D.	.2861011	.117283	2.44	0.016	.0547725 .5174297
timevar	.0010665	.0002345	4.55	0.000	.0006041 .001529
_cons	-1.213255	.5399081	-2.25	0.026	-2.278168 -.1483424

Retornos do stata 9: Coeficientes retirando as variáveis flex3 e de tendência.

. regress

Source	SS	df	MS	Number of obs =	208
Model	.678525626	13	.052194279	F(13, 194) =	15.65
Residual	.646835749	194	.003334205	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5120
				Adj R-squared	= 0.4793
Total	1.32536137	207	.006402712	Root MSE	= .05774

D.Incons_eta	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Incons_eta					
L1.	-.0417701	.0217746	-1.92	0.057	-.0847153 .0011751
lnpre_gas	.2609734	.0805948	3.24	0.001	.1020188 .4199279
lnpre_eta	-.2814046	.0649069	-4.34	0.000	-.4094183 -.1533908
lnrenda	.1971394	.071698	2.75	0.007	.0557317 .3385471
Incons_eta					
LD.	-.5167315	.0712851	-7.25	0.000	-.6573248 -.3761382
L2D.	-.115116	.0727708	-1.58	0.115	-.2586395 .0284075
lnpre_eta					
D1.	-.2197181	.1026663	-2.14	0.034	-.4222036 -.0172327
LD.	-.3057101	.1163615	-2.63	0.009	-.5352062 -.0762141
L2D.	.215919	.1113812	1.94	0.054	-.0037544 .4355925
L3D.	-.3157501	.102349	-3.09	0.002	-.5176098 -.1138905
lnrenda					
D1.	.3029739	.134779	2.25	0.026	.0371536 .5687942
LD.	.0933436	.1243936	0.75	0.454	-.1519939 .3386812
L2D.	.287749	.1217297	2.36	0.019	.0476655 .5278325
_cons	-1.395853	.5617463	-2.48	0.014	-2.503767 -.287939

Retornos do stata 10: Testes de estacionaridade para a segunda base de dados.


```
. dfuller lnpre_gas, drift lags(1)
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      210
----- Z(t) has t-distribution -----
      Test          1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value           Value           Value
-----
Z(t)          -2.292          -2.344          -1.652          -1.286
p-value for Z(t) = 0.0115
```

```
. dfuller lnrenda, drift lags(1)
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      210
----- Z(t) has t-distribution -----
      Test          1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value           Value           Value
-----
Z(t)          -1.733          -2.344          -1.652          -1.286
p-value for Z(t) = 0.0423
```

```
. dfuller lnpre_eta, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      211
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
      Test          1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value           Value           Value
-----
Z(t)          -3.407          -3.473          -2.883          -2.573
```

```
. dfuller lncons_eta, drift lags(1)
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      211
----- Z(t) has t-distribution -----
      Test          1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value           Value           Value
-----
Z(t)          -1.232          -2.344          -1.652          -1.286
p-value for Z(t) = 0.1097
```

Retornos do stata 11. Resultado do *bounds test* para cointegração 3º modelo.

```
Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test
H0: no level relationship      F =      8.831
Case 5                          t =     -4.854
```

Finite sample (4 variables, 208 observations, 9 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2018) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	3.030	4.094	3.501	4.646	4.517	5.816	0.000	0.000
t	-3.098	-3.991	-3.394	-4.320	-3.971	-4.944	0.000	0.013

```
do not reject H0 if
  both F and t are closer to zero than critical values for I(0) variables
  (if p-values > desired level for I(0) variables)
reject H0 if
  both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
  (if p-values < desired level for I(1) variables)
```

Retornos do stata 12. Testes pós estimação 3º modelo.

```
. estat archlm
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
-----
lags(p) |          chi2          df          Prob > chi2
-----+-----
1        |          0.020           1          0.8863
-----+-----
H0: no ARCH effects      vs. H1: ARCH(p) disturbance

. estat bgodfrey
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
-----
lags(p) |          chi2          df          Prob > chi2
-----+-----
1        |          0.382           1          0.5364
-----+-----
H0: no serial correlation

. estat hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of D.lncons_eta

chi2(1)   =    3.44
Prob > chi2 = 0.0637

Skewness/Kurtosis tests for Normality
----- joint -----
Variable | Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) Prob>chi2
-----+-----
myResiduals3 | 208 0.7033 0.6131 0.40 0.8169

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lncons_eta
Ho: model has no omitted variables
F(3, 189) = 3.76
Prob > F = 0.0117
```

Retornos do stata 13. Forma de correção de erros, modelo segunda base de dados

```
Sample: 2001m1 - 2019m2      Number of obs =    208
R-squared = 0.5120
Adj R-squared = 0.4793
Root MSE = 0.0577
Log likelihood = 305.27369
```

	D.ln_eta	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ	ln_eta						
	L1.	-.0417701	.0217746	-1.92	0.057	-.0847153	.0011751
LR	ln_Peta	-6.736986	3.348151	-2.01	0.046	-13.34044	-.133537
	ln_Fgas	6.247852	3.825796	1.63	0.104	-1.297642	13.79335
	ln_Renda	4.71963	1.865811	2.53	0.012	1.039751	8.399509
SR	ln_eta						
	LD.	-.5167315	.0712851	-7.25	0.000	-.6573248	-.3761382
	L2D.	-.115116	.0727708	-1.58	0.115	-.2586395	.0284075
	ln_Peta						
	D1.	-.2197181	.1026663	-2.14	0.034	-.4222036	-.0172327
	LD.	-.3057101	.1163615	-2.63	0.009	-.5352062	-.0762141
	L2D.	.215919	.1113812	1.94	0.054	-.0037544	.4355925
	L3D.	-.3157501	.102349	-3.09	0.002	-.5176098	-.1138905
	ln_Renda						
	D1.	.3029739	.134779	2.25	0.026	.0371536	.5687942
	LD.	.0933436	.1243936	0.75	0.454	-.1519939	.3386812
	L2D.	.287749	.1217297	2.36	0.019	.0476655	.5278325
	_cons	-1.395853	.5617463	-2.48	0.014	-2.503767	-.287939

8. Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, E., JUSTO, W., OLIVEIRA, M. & SILVA, C. Uma Análise da Demanda por Combustíveis Através do Modelo *Almost Ideal Demand System* para Pernambuco. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, n.4, p. 691-708, 2016.
- ALVES, D; BUENO, R. D. L. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. **Energy Economics**, v. 25, n. 2, p. 191-199, mar. 2003.
- ANDERSON, L. G. Ethanol fuel use in Brazil: air quality impacts. **Energy & Environmental Science**, v. 2, n. 10, p. 1015-1037, 2009.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DO PETRÓLEO (ANP). **Dados estatísticos sobre combustíveis**, 2017. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/wwwanp/dados-estatisticos>>. Acesso em: 17 mar. 2018.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. (ANFAVEA). **Dados estatísticos de motores flex**, 2017.
- BANERJEE, ANINDYA, ET AL, Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48, v. 3, p. 253-77, 1986
- BURNQUIST, H.L., BACCHI, M.R.P., 2002. A demanda por gasolina no Brasil: uma análise utilizando técnicas de cointegração. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 40., 2002, Passo Fundo. Anais...SOBER, Passo Fundo, Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>.
- COADY, D., PARRY, I., SEARS, L., & SHANG, B. How Large Are Global Fossil Fuel Subsidies? **World Development**, v.91, p. 11–27, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.10.004>>. Acesso em: 16 mar 2018.
- DAHL, C.; S., Thomas. Analysing gasoline demand elasticities: a survey. **Energy Economics**, v. 13, n. 3, p. 203-210, 1991.
- DEPARTAMENT OF ENERGY (DoE). **Green house emissions by fuel type alternative fuels data center**. Disponível em <<https://www.afdc.energy.gov/data/10741>>. Acesso em 24/01/2018
- DEPARTAMENT OF ENERGY (DoE). **Imagens e dados sobre mudanças climáticas**, 2008. Disponível em: <<https://energy.gov/science-innovation/climate-change>>. Acesso em: 17 mar. 2018.
- DROLLAS, L. The demand for gasoline: Further evidence. **Energy Economics**, v. 6, n. 1, p. 71-82, 1984. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/0140-9883\(84\)90046-X](https://doi.org/10.1016/0140-9883(84)90046-X)>. Acesso em: 17 mar. 2018.

ENGLE, R. F. & C. W. J. GRANGER. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

ESPEY, M. Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. **Energy Economics**, v. 6, n. 1, p. 273-295, 1998.

FARRELL, A E. et al. Ethanol can contribute to energy and environmental goals. **Science**, v. 311, n. 5760, p. 506-508, 2006.

GOLDEMBERG, J. The ethanol program in Brazil. **Environmental Research Letters**, v.1, n.1, 2006.

GOLDEMBERG, J; TEIXEIRA, S; GUARDABASSI, P. The sustainability of ethanol production from sugarcane. **Energy Policy**, v. 38, n. 11, p. 2086-2097, 2008.

GRAHAM, Daniel J.; GLAISTER, Stephen. The demand for automobile fuel: a survey of elasticities. **Journal of Transport Economics and policy**, p. 1-25, 2002.

GRANGER, C.W.J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification, **Journal of Econometrics**, v. 16, n.1, p. 121-30, 1981.

GREENING, Lorna A.; GREENE, David L.; DIFIGLIO, Carmen. Energy efficiency and consumption—the rebound effect—a survey. **Energy policy**, v. 28, n. 6-7, p. 389-401, 2000.

HUGHES, Jonathan E.; KNITTEL, Christopher R.; SPERLING, Daniel. **Evidence of a shift in the short-run price elasticity of gasoline demand**. National Bureau of Economic Research, 2006.

INTERGOVERNAMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). Summary for police makers, drivers of climate change, radiative forcing by emissions and drivers, **Climate Change 2013: The Physical Science Basis**, 2013. Disponível em: < http://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar5/wg1/WG1AR5_SPM_FINAL.pdf>. Acesso em 22 de fevereiro de 2018.

INTERNACIONAL ENERGY AGENCY (IEA), **CO2 Emissions From Fuel Combustion Highlights 2017**. Disponível em <<https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/CO2EmissionsfromFuelCombustionHighlights2017.pdf>>. Acesso em: 16 mar. 2018.

JACOBSON, M. Z. Effects of ethanol (E85) versus gasoline vehicles on cancer and mortality in the United States. **Environmental Science and Technology**, v. 41, n. 11, p. 4150–4157, 2007. Disponível em: <<https://doi.org/10.1021/es062085v>>. Acesso em: 17 mar. 2018.

JEBARAJ, S. & INIYAN, S. A review of energy models. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 10, n. 4, 2006.

KHANNA, M., NUÑEZ, H. M., & ZILBERMAN, D. Who pays and who gains from fuel policies in Brazil? **Energy Economics**, v. 54, p. 133–143, 2017.

LARSON, Eric. A review of life-cycle analysis studies on liquid biofuel systems for the transport sector. **Energy for Sustainable Development**, v.10, n. 2, p. 109–126, 2006.

LIN, C. Y. C., & ZENG, J. The elasticity of demand for gasoline in China. **Energy Policy**, (2013).
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.03.020>

MACEDO, I. C. **Assessment of greenhouse gas emissions in the production and use of fuel ethanol in Brazil**, 2004. Disponível em:

<<https://www.wilsoncenter.org/sites/default/files/brazil.unicamp.macedo.greenhousegas.pdf>>.

Acesso em: 16 mar. 2018.

MCKITRICK, R. Global energy subsidies: An analytical taxonomy. **Energy Policy**, v.101, p. 379–385, 2017.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). **RenovaBio 2030 - Justificativas**. Disponível em:

<http://www.mme.gov.br/web/guest/secretarias/petroleo-gas-natural-e-combustiveis-renovaveis/programas/renovabio/documentos/apresentacoes/documentos-da-consulta-publica-15/02/2017?p_p_id=20&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p_mode=view&p_p_col_id=column-1&p_p_col_count=1&_20_struts_action=%2Fdocument_library%2Fview_file_entry&_20_redirect=http%3A%2F%2Fwww.mme.gov.br%2Fweb%2Fguest%2Fsecretarias%2Fpetroleo-gas-natural-e-combustiveis-renovaveis%2Fprogramas%2Frenovabio%2Fdocumentos%2Fapresentacoes%2Fdocumentos-da-consulta-publica-15%2F02%2F2017%3Fp_p_id%3D20%26p_p_lifecycle%3D0%26p_p_state%3Dnormal%26p_p_mode%3Dview%26p_p_col_id%3Dcolumn-1%26p_p_col_count%3D1&_20_fileEntryId=9184396>. Acesso em: 16 mar. 2018.

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

PESARAN, M AND SHIN, YONGCHEOL, Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters*, 58, v. 1, p. 17-29,

<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecolet:v:58:y:1998:i:1:p:17-29>, 1998.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v.16, n. 3, p. 289–326, 2001. Disponível em:

<<https://doi.org/10.1002/jae.616>>. Acesso em: 16 mar 2018.

PHILLIPS, PETER AND HANSEN, BRUCE, Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, **Review of Economic Studies**, 57, v. 1, p. 99-125,

<https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:restud:v:57:y:1990:i:1:p:99-125>, 1990.

RODRIGUES, L., & BACCHI, M. R. P. Analyzing light fuel demand elasticities in Brazil using cointegration techniques. **Energy Economics**, v.63, p. 322–331, 2017.

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

SALVO, A., HUSE, C. Build it, but will they come? Evidence from consumer choice between gasoline and sugarcane ethanol. **J. Environ. Econ. Manag.**, v.66, n. 2, p. 251–279, 2013.

SALVO, A., HUSE, C. Is arbitrage tying the price of ethanol to that of gasoline? Evidence from the uptake of flexible-fuel technology. **Energy Journal**, v.32, n. 3, p.119-148, 2011.

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

SEARCHINGER, T. et al. Use of U.S. croplands for biofuels increases greenhouse gases through emissions from land-use change. **Science**, v. 319, n. 5867, p.1238–1240, 2008.

SERRA, T., ZILBERMAN, D. Biofuel-related price transmission literature: A review. **Energy Economics**, v. 37, p. 141–151, 2013.

SHAFIEE, S., TOPAL, E. When will fossil fuel reserves be diminished? **Energy Policy**, 37(1), 181–189, 2009 <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.08.016>

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. Annual International Association for Energy Economics Conference, 32., 2009, San Francisco. Anais.... USAEE, San Francisco Disponível em: <<http://www.usaee.org/usaee2009>>. Acesso em: 15 abr. de 2018.

SOLOMON, Barry. Biofuels and sustainability. **Annals of the New York Academy of Sciences**, v. 1185, n. 1, p. 119-134, 2010.

SORDA, G; BANSE, M; KEMFERT, C. An overview of biofuel policies across the world. **Energy Policy**, v. 38, n. 11, p. 6977-6988, 2010.

SOVACOOOL, B; MUKHERJEE, I. Conceptualizing and measuring energy security: A synthesized approach. **Energy**, v. 36, n. 8, p. 5343-5355, 2011.

SUGANTHI, L., SAMUEL, A. A.. Energy models for demand forecasting - A review. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 16, n. 2, p. 1223-1240, 2012.

TOLMASQUIM MT, COHEN C, SZKLO AS. CO2 emissions in the Brazilian industrial sector according to the integrated energy planning model(IEPM). **Energy Policy** 2001;29:641–51.

WANG, M.; SARICKS, C.; SANTINI, D. Effects of Fuel Ethanol Use on Fuel-Cycle Energy and Greenhouse Gas Emissions. **Center for Transportation Research**, p. 1-29, 1999.

WINZER, C. Conceptualizing energy security. **Energy Policy**, v. 46, p. 36-48, 2012.

ZHANG, Z., LOHR, L., ESCALANTE, C., WETZSTEIN, M. Food versus fuel: What do prices tell us? **Energy Policy**, v.38, n. 1, p. 445–451, 2010.

ZILBERMAN, D., HOCHMAN, G., RAJAGOPAL, D., SEXTON, S., TIMILSINA, G. The impact of biofuels on commodity food prices: Assessment of findings. **American Journal of Agricultural Economics** v. 95, n. 1, p. 275–281, 2010.