

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA – CORECONPR

29º PRÊMIO PARANÁ DE MONOGRAFIA

**ELASTICIDADES DA DEMANDA DE GASOLINA NO
BRASIL PÓS ADVENTO DO VEÍCULO FLEX-FUEL**

PSEUDÔNIMO DO AUTOR: WINSTON SMITH

CATEGORIA:

ECONOMIA PARANAENSE ()

ECONOMIA PURA OU APLICADA (X)

RESUMO: O estudo consiste em uma investigação empírica da evolução do consumo de gasolina no Brasil, com enfoque nos impactos da expansão da frota de veículos flex-fuel nas elasticidades-preço e preço cruzada da demanda. Embora o objeto de análise seja o período mais recente, para efeito de contextualização, o referencial teórico procurou sintetizar o processo histórico que desencadeou o atual dualismo entre gasolina e etanol no Brasil destacando os principais eventos, mais especificamente os choques do petróleo e a criação do Proálcool, na década de 1970, e o advento do veículo flex-fuel, em 2003. A seção de referencial teórico apresentou também os fundamentos microeconômicos que embasaram a análise de resultados. Duas abordagens concorreram para responder a questão central do trabalho, sendo a primeira baseada na comparação com estudos anteriores e a segunda pautada em um modelo experimental. A pesquisa empregou modelos econométricos de vetor de correção de erros (VECM) e de mínimos quadrados dinâmicos (DOLS). Foram estimadas as elasticidades-renda, frota, tempo, preço e preço cruzada da demanda, bem como o impacto marginal da evolução da frota flex-fuel nas elasticidades-preço e preço cruzada. Concluiu-se que o veículo flex-fuel tornou a demanda de gasolina mais sensível às variações dos preços dos combustíveis.

PALAVRAS-CHAVE: Elasticidades, gasolina, flex-fuel.

ABSTRACT: The study consists in an empirical investigation of the evolution of gasoline consumption in Brazil, focusing on the impacts of the flex-fuel vehicles fleet expansion on demand's price and cross price elasticities. Although analysis object be the most recent period, for contextualization purposes, the theoretical framework searched to synthesize the historical process that triggered the current dualism between gasoline and ethanol in Brazil, highlighting the main events, specifically the oil shocks and the creation of Proálcool, in the 1970s, and the advent of the flex-fuel vehicle in 2003. The theoretical reference section also presented the microeconomic elements of gasoline consumption that underpinned results analysis. Two approaches competed to answer the central question of the work, the first one based on a comparison with previous studies and the second one based on an experimental model. The research used vector error correction (VECM) and dynamic least squares (DOLS) models. The study provided demand's elasticities estimates for income, fleet, time, price and cross price, and also gave the marginal impact of the evolution of the flex-fuel fleet on price and cross price elasticities. The research allows to concluded that the flex-fuel vehicle made gasoline demand more sensitive to changes in fuel prices.

KEYWORDS: Elasticities, gasoline, flex-fuel.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Consumo e extração de petróleo no Brasil, de 1950 a 1973.....	12
Figura 2 – Relações de troca com o exterior.....	16
Figura 3 – Evolução das cotações globais do petróleo e do açúcar, de 1984 a 1989.....	18
Figura 4 – Consumo e produção de álcool carburante e consumo de gasolina de 1976 a 1996.....	19
Figura 5 – Evolução das demandas de gasolina comum e de etanol hidratado.....	20
Figura 6 – Evolução da relação de preços etanol hidratado/gasolina comum e da relação de consumo etanol hidratado/gasolina comum, de jan/2003 a dez/2017.....	21
Figura 7 – Evolução da frota circulante, por tipo de combustível.....	22
Figura 8 – Evolução da produção nacional de veículos, por tipo de combustível.....	23
Figura 9 – Curvas de sucateamento para veículos do ciclo-Otto.....	38
Figura 10 – Evolução do consumo aparente de gasolina.....	41
Figura 11 – Evolução do PIB mensal real.....	42
Figura 12 – Evolução dos preços reais da gasolina e do etanol hidratado.....	43
Figura 13 – Evolução da frota de veículos do ciclo-Otto, por combustível.....	48
Figura 14 – Evolução da composição da frota de automóveis e comerciais leves do ciclo-Otto.....	49
Figura 15 – Trajetória temporal das elasticidades preço e preço cruzada de longo prazo da demanda.....	52

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estimativas das elasticidades da demanda de gasolina de trabalhos anteriores.....	29
Tabela 2 – Sumarização das variáveis utilizadas na pesquisa.....	40
Tabela 3 – Teste de causalidade bilateral de Granger entre os preços logaritmizados dos combustíveis.....	43
Tabela 4 – Estatísticas descritivas básicas.....	44
Tabela 5 – Resultados dos testes Dickey-Fuller aumentado.....	45
Tabela 6 – Critérios de informação para o VAR com p defasagens.....	46
Tabela 7 – Testes do traço e do máximo autovalor.....	46
Tabela 8 – Resultados do VECM.....	47
Tabela 9 – Testes de cointegração de Engle e Granger e Phillips e Ouliaris.....	50
Quadro 1 – Sumarização dos resultados dos modelos OLS-IV e DOLS.....	51

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABIPEÇAS – Associação Brasileira da Indústria de Autopeças

ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores

ANP – Agência Nacional do Petróleo

BACEN – Banco Central do Brasil

EPE – Empresa de Pesquisa Energética

FENABRAVE – Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores

FGV – Fundação Getúlio Vargas

FMI – Fundo Monetário Internacional

FUNCEX – Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IGP-DI – Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IPVA – Imposto sobre a propriedade de veículos automotores

OPEP – Organização dos Países Exportadores de Petróleo

PIB – Produto Interno Bruto

SINDIPEÇAS – Sindicato Nacional da Indústria de Componentes para Veículos Automotores

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	7
1.1	PROBLEMA E JUSTIFICATIVA	9
1.2	OBJETIVOS	10
2	REFERENCIAL TEÓRICO	11
2.1	GASOLINA E ETANOL: A ORIGEM DO DUALISMO	11
2.1.1	O primeiro choque do petróleo e a criação do Proálcool.....	13
2.1.2	O segundo choque do petróleo e a segunda fase do Proálcool	16
2.1.3	O declínio do Proálcool	17
2.2	PERÍODO PÓS ADVENTO DO VEÍCULO FLEX-FUEL	20
2.3	ASPECTOS MICROECONÔMICOS DA DEMANDA DE GASOLINA	23
3	METODOLOGIA	28
3.1	MODELOS TEÓRICOS	28
3.2	ESTACIONARIEDADE EM SÉRIES TEMPORAIS	31
3.2.1	Modelo de passeio aleatório e testes raiz unitária de Dickey-Fuller	33
3.3	COINTEGRAÇÃO	34
3.3.1	Vetor de Correção de Erros (VECM) e testes de cointegração de Johansen.....	35
3.3.2	Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS)	37
3.4	MÉTODO DE ESTIMAÇÃO DA FROTA DE VEÍCULOS	37
3.5	FONTE DOS DADOS	38
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	41
4.1	EVOLUÇÃO E ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS VARIÁVEIS	41
4.2	ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E MODELO VECM.....	45
4.3	EVOLUÇÃO DAS ELASTICIDADES DA DEMANDA	48
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	54

1 INTRODUÇÃO

Até a virada do milênio, os frentistas brasileiros raramente perguntavam: “gasolina ou etanol?”. Pela sua experiência, já sabiam previamente o combustível que abastecia a maioria dos modelos de veículos. A rotina desses profissionais mudou com o surgimento do veículo flex-fuel, em 2003. Mais importante que isso, a introdução dessa tecnologia ampliou as possibilidades do consumidor, que, segundo Shikida e Rissardi Jr. (2017, p. 87), ganhou o “inédito poder de decisão de escolher o combustível no momento de abastecer”.

A concentração da matriz energética veicular brasileira em gasolina e etanol é digna de nota. Conforme estimativas de Sindipeças/Abipeças (2018), em 2017, cerca de 90% da frota brasileira poderia ser abastecida com esses dois combustíveis. Nesse mesmo ano, o Brasil consumiu 278 milhões de barris de gasolina comum e 86 milhões de barris de etanol hidratado – números 97% e 320% maiores em relação a 2003, respectivamente (ANP, 2018c).

A expansão da frota automotiva foi um dos determinantes da evolução do consumo de combustíveis. De acordo com Sindipeças/Abipeças (2018), em 2017, havia cerca de 43 milhões de unidades circulantes, entre automóveis, comerciais leves, caminhões e ônibus, além de aproximadamente 13 milhões de motocicletas. Se comparado a 2009, o total de veículos aumentou em torno de 45% e o número de motocicletas cresceu aproximadamente 40%, curso em que se toma taxas geométricas de crescimento na ordem de 4,75% e 4,30% ao ano, respectivamente.

O processo de crescimento da economia brasileira é outro fator importante para explicar o comportamento da demanda de combustíveis. Dados do IBGE (2018) mostram que o PIB real aumentou aproximadamente 40% entre 2003 a 2017. Tomando a taxa geométrica, chega-se ao crescimento anual de 2,44%. Nesse interim, a economia brasileira conheceu altos e baixos. Seu melhor ano foi o de 2010, com crescimento de 7,53%, e o pior foi o de 2015, com queda de 3,5%. Uma amplitude deveras considerável, que revela quão irregular foi seu desempenho.

Com relação ao processo histórico, pode-se afirmar que o dualismo entre gasolina e etanol no Brasil foi desencadeado pelos choques do petróleo da década de 1970. O primeiro deles, em 1973, foi o desdobramento mais importante da guerra de Yom Kipur. Dados coletados no Ipeadata (2017) mostram que o episódio quadruplicou rapidamente a cotação internacional da *commodity*, que passou de US\$ 3,42 por barril, em outubro de 1973, para US\$ 13,43, em janeiro de 1974. O advento trouxe sérias consequências para a economia mundial e, particularmente, para a economia brasileira, que importava algo em torno de 80% do petróleo que consumia (ANP, 2015).

Em meio à crise do primeiro choque do petróleo, o governo brasileiro instituiu o Programa Nacional do Álcool, através do Decreto nº 76.593, de 14 de novembro de 1975, no intuito de amenizar a dependência de produtos derivados de petróleo. Também conhecido por Proálcool, o programa compreendeu um apanhado de políticas públicas de incentivo à produção e ao consumo de álcool carburante “visando ao atendimento das necessidades do mercado interno e externo e da política de combustíveis automotivos” (BRASIL, 1975).

O Segundo Choque do Petróleo aconteceu em 1979, decorrente de uma revolução que paralisou a produção petrolífera do Irã, segundo maior exportador da Opep. A cotação do petróleo iniciou o ano em cerca de US\$ 16 por barril, e o terminou com preços na ordem de US\$ 39 (IPEADATA, 2017). Com efeito, o preço da gasolina no Brasil aumentou 100% em cerca de um ano (ANP, 2015), que levou o governo a encetar uma nova fase do Proálcool.

A evolução do etanol no Brasil sugere que, em certos aspectos, o Proálcool foi bem sucedido. Dados coletados no Ipeadata (2018a) mostram que o consumo de álcool para fins carburantes aumentou expressivamente entre 1975 e 1986, passando de 160 mil para 10,5 milhões de metros cúbicos anuais. Em 1986, os veículos leves a etanol respondiam por cerca de 76% da produção nacional. Nesse mesmo ano, o licenciamento de veículos leves a etanol atingiu a marca de 700 mil unidades. Dez anos antes, eles sequer eram produzidos.

Não obstante os bons resultados do Proálcool, a gasolina começou a recuperar espaço no mercado interno a partir da segunda metade da década de 1980, processo que pode ser explicado pela inflexão que colocou o preço do petróleo e seus derivados em trajetória de queda, a partir de 1986, e, em alguma medida, pelo posterior aumento da cotação internacional do açúcar. Ocorreu que, com o abrandamento das crises, os preços do petróleo bruto chegaram a situar-se abaixo de US\$ 15 por barril pela primeira vez desde 1978, e permaneceram, com poucas exceções, entre US\$ 10 e US\$ 20 até o final da década de 1990 (FMI/IFS, 2018). O aumento na rentabilidade do açúcar, por sua vez, comprometeu o volume de produção de etanol, o que culminou em problemas de abastecimento interno, visto que a produção de veículos a etanol não cessou (BASTOS, 2007).

A retomada do etanol no mercado brasileiro se deu somente a partir do surgimento do veículo flex-fuel, quase vinte anos depois. Como se trata de uma motorização que admite tanto gasolina quanto etanol, para o consumidor significou inédita liberdade de escolha. Tornou-se questão de escolher, com base na relação de preços, o produto capaz de prover determinado deslocamento ao menor custo.

Conforme Shikida e Rissardi Jr. (2017), o veículo flex-fuel foi bem aceito no mercado brasileiro, seja pela relação de preços, seja pelo apelo ambiental. Desde o lançamento, sua

participação na frota nacional ascendeu rapidamente. Para efeito de observação, o relatório de Sindipeças/Abipeças (2018) estima que os veículos flex-fuel já representavam 62,7% da frota nacional em 2017, enquanto esse número era de apenas 17,7% dez anos antes. Com base no mesmo documento, a quantidade de veículos flex-fuel em circulação no Brasil aumentou em cerca de 190% entre 2009 e 2017. Tomando-se a taxa geométrica, a expansão que se verifica é na ordem de 14,23% ao ano. Constata-se, portanto, uma crescente concentração, que corrobora o êxito que a tecnologia logrou no Brasil.

1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA

De acordo com Tokgoz e Elobeid (2006), até 2003, aumentos no preço do etanol não afetariam os consumidores de gasolina, e vice-versa. A elasticidade-preço cruzada da demanda provavelmente era muito baixa, pois para trocar de combustível era necessário trocar de veículo ou recorrer a adaptações de alto custo. Lançado em 2003, o veículo flex-fuel foi a inovação técnica que permitiu a substituição imediata de um combustível pelo outro, sem custo de adaptação.

O talante de investigar as implicações desse novo paradigma no mercado de combustíveis levou à produção deste trabalho. Suspeita-se, *a priori*, que a demanda de gasolina tenha se tornado mais elástica em relação ao seu preço e ao preço do etanol, uma vez que o consumidor buscará substituir um produto pelo outro quando a relação de preços assim favorecer; o indivíduo, racional por suposição, tende a escolher o combustível que estiver oferecendo o menor custo por quilômetro rodado.

Em estudos aplicados, recorre-se às elasticidades da demanda para explicar fenômenos de consumo porque elas expressam o quanto uma variável é sensível a variações em outras. As elasticidades da demanda de gasolina revelam como a demanda agregada de gasolina reage a variações no preço da gasolina, no preço do etanol e no nível de renda, não somente em sentido, mas também em magnitude. O sentido da reação já é conhecido *a priori*, de acordo com as expectativas fornecidas pela teoria econômica. Este estudo pretende estimar o que se pode esperar dessas relações em termos quantitativos.

Ante o exposto, a seguinte questão enuncia-se em torno do tema: A expansão da frota de veículos flex-fuel impactou nas elasticidades da demanda de gasolina?

A escolha do tema é justificada pela importância do consumo de combustíveis para a economia brasileira. Segundo a ANP (2018a), o Brasil é o sétimo maior consumidor de

derivados de petróleo do mundo. A autarquia calcula que o mercado interno consumiu 136 bilhões de litros de combustíveis em 2017, sendo 44 bilhões de litros o consumo de gasolina comum, que atualmente leva 27% de etanol anidro na mistura.

As estimativas das elasticidades da demanda de gasolina podem ser importantes para um planejamento energético eficiente e o dimensionamento adequado de suprimento do produto, cuja oferta está diretamente atrelada às políticas da estatal Petrobrás. Embora venha perdendo mercado nos últimos anos, debilitada moral e financeiramente pela corrupção, a companhia ainda detinha uma fatia de 80% das vendas de gasolina no mercado interno, em março de 2018 (PETROBRÁS, 2018).

Este trabalho pode ser considerado, em certa medida, uma atualização de estudos realizados por outros autores no passado, pois incorpora informações mais recentes ao conjunto de dados das mesmas variáveis. Empregando variáveis binárias, Nappo (2007) concluiu que o veículo flex-fuel impactou nas elasticidades da demanda de gasolina. O presente estudo diferencia-se do de Nappo porque, em vez de *dummies*, utiliza interações entre variáveis. No campo de estudos sobre as elasticidades da demanda de gasolina no Brasil, na década passada também se destacaram os trabalhos de Burnquist e Bacchi (2002), Alves e Bueno (2003), e Roppa (2005). Contudo, as pesquisas feitas por estes autores usaram dados anteriores à introdução do veículo flex-fuel, e não fizeram nenhum tipo de relação com tecnologia flex.

1.2 OBJETIVOS

Este estudo busca estimar o impacto da evolução da frota de veículos flex-fuel sobre as elasticidades-preço e preço cruzada da demanda de gasolina. A busca pelo objetivo geral baseia-se nos seguintes objetivos específicos:

- a) Investigar a existência de cointegração entre demanda de gasolina, preço da gasolina, preço do etanol hidratado, renda e frota;
- b) Sob uma abordagem conservadora, estimar as elasticidades-preço, preço cruzada e renda da demanda de gasolina no Brasil, de curto e de longo prazo, para comparar com estudos que utilizaram dados de até 2003, anteriores ao lançamento do veículo flex-fuel;
- c) Elaborar e estimar um modelo com incorporação paramétrica do veículo flex-fuel, para inferir sobre o tema com significância estatística, e obter a trajetória temporal das elasticidades.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 GASOLINA E ETANOL: A ORIGEM DO DUALISMO

Embora já fosse conhecido há milhares de anos, o petróleo se tornou bastante importante para os transportes a partir do último quarto do século XIX, quando o alemão Nikolaus Otto desenvolveu o primeiro motor a combustão interna[†]. O incipiente motor de Otto era movido a gás e apresentava uma série de limitações técnicas, impostas pelo tipo de combustível utilizado. Pouco adiante, Gottfried Daimler fez o motor de Otto funcionar com gasolina, combustível refinado do petróleo, o que possibilitou sua aplicação aos transportes com rápida difusão. Com efeito, os primeiros automóveis foram apresentados ao público já em 1885 e a consagração como meio de transporte ocorreu em 1908, com o modelo T de Henry Ford, cujas vendas totalizaram mais de quinze milhões até 1928 (FRANCO JR; CHACON, 1992).

Destarte, a evolução da frota de veículos nos países industrializados implicou crescente demanda global de combustíveis derivados de petróleo. A industrialização brasileira, no entanto, tardou bastante em relação à dos países desenvolvidos, deixando o país à margem desse processo até a segunda metade do século XX. Baer (2002) aponta que nos anos de 1950 mais de 60% da população economicamente ativa ainda estava empregada no setor agrícola, e foi somente na segunda metade da mesma década que a participação da indústria ultrapassou a da agricultura no produto interno bruto. Foi também na década de 1950 que se estabeleceu a discussão sobre a consolidação de um setor de indústria automobilística nacional, que culminou na instalação das principais montadoras no país.

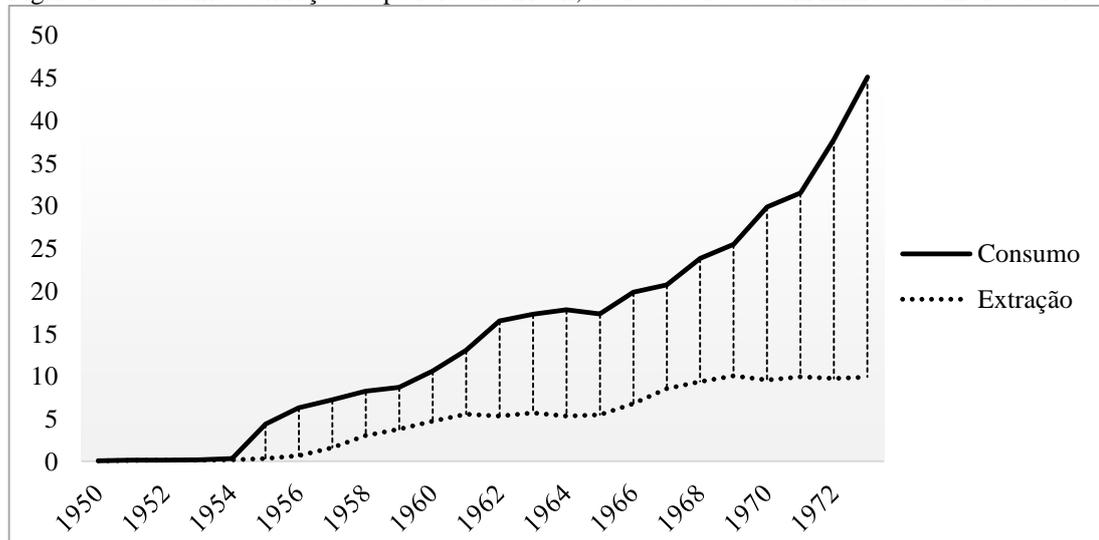
O Plano de Metas de Juscelino Kubitschek, que adotou o lema “50 anos em 5”, assinalou a opção por um modelo de transportes majoritariamente rodoviário, o que resultou em vultoso aumento da demanda brasileira de derivados de petróleo. Dados coletados no Ipeadata (2008a) mostram que, na década de 1940, o consumo médio foi de 35 mil de metros cúbicos por ano; média que avançara para algo em torno de 3,6 milhões de metros cúbicos por ano na década de 1950, e para pouco mais de 18 milhões na década de 1960. No ano de 1973, em que eclodiu o primeiro choque do petróleo, o consumo foi de 45 milhões de metros cúbicos. Tomando a taxa geométrica, de 1940 a 1973, o crescimento foi de 22% ao ano. Com base nesse conjunto de informações, verifica-se que a dependência de petróleo da economia brasileira se intensificou muito rapidamente.

[†] Nikolaus Otto (1832-1891) encontrou o valor da compressão da mistura de combustível e ar antes da queima. Daí o termo "ciclo de Otto", como também é conhecido o ciclo de quatro tempos.

O suprimento doméstico de petróleo, por outro lado, estava muito aquém de tornar o país autossuficiente. Na década de 1950, se verificou a extração de 992 mil metros cúbicos de petróleo por ano, em média, e na década de 1960 esse número aumentou para 6,7 milhões. Em 1973, a extração de petróleo no Brasil atingiu a marca de 9,7 milhões de metros cúbicos (IPEADATA, 2008b).

Embora tenha aumentado quase dez vezes em relação à média dos anos de 1950, no começo da década de 1970 a produção doméstica de petróleo ainda representava aproximadamente 20% do que o Brasil consumia, como se observa na Figura 1. O deficit (hachura) era importado, o que deixava o país muito vulnerável ao mercado global da *commodity*.

Figura 1 – Consumo e extração de petróleo no Brasil, de 1950 a 1973 – em milhões de metros cúbicos.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados obtidos no Ipeadata (2008a, 2008b).

A cotação internacional do petróleo subiu de forma moderada no decorrer da década de 1960 e nos primeiros dois anos da década seguinte. Segundo o Ipeadata (2017), no ano de 1960, o preço médio foi de US\$ 1,84 por barril, número que chegou a US\$ 3,23 em 1973. Tomando a taxa geométrica de variação, chega-se a um aumento de preços na ordem de 4% ao ano.

Para contextualização, a partir de 1965 o Brasil encetou um impressionante ciclo de crescimento, pronunciado pelo governo militar como um “milagre econômico”. Conforme o Ipea (2016), a renda *per capita*, que era de US\$ 3,6 mil em 1965, atingiu US\$ 6,1 mil em 1973 (em dólares de 2013), o que equivale à expansão de 7% ao ano. Fishlow (1986) destaca que o crescimento econômico desse período, na verdade, se deu graças a políticas econômicas expansionistas: o crescimento da demanda interna, liderada pelo setor público, resultou em utilização da capacidade ociosa que existia no setor produtivo.

2.1.1 O primeiro choque do petróleo e a criação do Proálcool

A euforia do milagre econômico ainda ecoava quando, no final de 1973, a economia mundial foi perturbada pelo primeiro choque do petróleo, episódio em que o cartel da Opep provocou uma crise de abastecimento sem precedentes. A narrativa de Paust e Blaustein (1974) explica o embargo de petróleo como uma forma de coerção contra países que, aos olhos árabes, apoiavam Israel ou não apoiavam os árabes na Guerra do Yom Kipur. Segundo dados obtidos no Ipeadata (2017), os preços do petróleo quadruplicaram de outubro de 1973 a janeiro de 1974, de US\$ 3,42 para US\$ 13,43.

Carneiro (1990) elenca fenômenos econômicos globais ocorridos no período imediatamente anterior ao primeiro choque do petróleo como fundamentais para explicá-lo, quais sejam: o crescimento do comércio mundial, a inflação e a desvalorização do dólar. Já se observava desajustamentos entre o crescimento da demanda e os investimentos na prospecção de petróleo, que, cedo ou tarde, teriam reflexo em alta nos preços. Com efeito, pode-se dizer que “(..) o conflito árabe-israelense contribuiu para a crise do petróleo, mas não foi seu fator exclusivo” (SHIKIDA; BACHA 1999, p. 70).

O episódio afetou as economias de países dependentes do petróleo importado por todo o mundo, tanto desenvolvidas como emergentes. Conforme informações da ANP (2015), apenas no ano de 1974, a crise do petróleo foi responsável por deficits na ordem de US\$ 40 bilhões nos balanços de pagamentos dos países em desenvolvimento[†].

O primeiro choque do petróleo foi particularmente ruim para a economia brasileira, que importava cerca de 80% do petróleo que consumia. Quando a cotação da *commodity* disparou, as condições em que o país se encontrava eram aparentemente boas: o crescimento havia sido extraordinário nos anos anteriores, a taxa de inflação oficial não havia superado 15% naquele ano, e o país dispunha de um impressionante volume de reservas para lidar com choques externos. Alguns fatores estruturais, no entanto, enunciavam um cenário muito menos animador: (1) baixa taxa de poupança em relação à renda; (2) desempenho muito irregular do setor exportador; (3) taxa de câmbio supervalorizada; e (4) ressurgimento da inflação. Além disso, o estoque de reservas internacionais, embora vultoso, não media com precisão a robustez do balanço de pagamentos, quando se considera que a elasticidade-renda das importações havia sido de aproximadamente dois, desde o final de 1960 (CARDOSO; FISHLOW, 1990).

[†] Quase US\$ 200 bilhões em valores atuais, se corrigido pelo IPC norte-americano, disponível em Bureau of Labor Statistics - Department of Labor (2018)

Com efeito, o choque do petróleo foi corresponsável por fortes pressões no balanço de pagamentos brasileiro. As importações totais aumentaram de US\$ 6,2 bilhões em 1973 para US\$ 12,6 bilhões em 1974, o saldo da balança comercial passou de leve superavit para deficit de US\$ 4,7 bilhões, e o deficit da conta corrente aumentou de US\$ 1,7 bilhão para US\$ 7,1 bilhões. Em razão dos sucessivos deficits na conta corrente, a dívida externa líquida subiu de US\$ 6,2 bilhões em 1973 para US\$ 31,6 bilhões em 1978 (BAER, 2002).

Diante da nova realidade, a fim de garantir a continuidade das importações, sobretudo de petróleo, a reserva de divisas tomou o foco dos formuladores de políticas econômicas. Segundo Fishlow (1986, p. 511),

Essa era uma questão realmente importante para o Brasil, já que o país dependia do petróleo importado para suprir cerca de 80% de suas necessidades energéticas. Seu sistema de transportes baseava-se na hipótese do petróleo barato: o caminhão, ao invés do trem ou do navio, foi o meio de penetrar o interior e de fazer a ligação entre mercados costais. A demanda por bens duráveis tinha feito do setor automobilístico o mais amplo entre os países em desenvolvimento e o que exercia um papel dominante sobre a indústria nacional. O combustível era, desta forma, um insumo crítico e não facilmente substituível a curto prazo. A consequência inevitável [da crise do petróleo] foi uma profunda ameaça ao crescimento econômico, derivada da potencial redução de importações de equipamentos intermediários, dada a grande elevação das despesas com importação de petróleo.

No âmbito das políticas de substituição de importações, o governo decidiu enfrentar a crise do petróleo em duas frentes: (1) aumentar a produção de petróleo através de grandes inversões em prospecção, tarefa que foi delegada à Petrobrás; (2) reduzir o consumo de derivados de petróleo, tanto através da otimização de seu uso, quanto em favor da utilização de energias alternativas (ANP, 2015). Nesse sentido, o Decreto nº 76.593, de 14 de novembro de 1975, instituiu o Programa Nacional do Álcool, “visando ao atendimento das necessidades do mercado interno e externo e da política de combustíveis automotivos” (BRASIL, 1975).

O principal objetivo era sustentar o câmbio usando o álcool carburante como aditivo ao suprimento de gasolina do país e como matéria-prima petroquímica. Contudo, o ambicioso programa tinha também uma variedade de aspirações secundárias que iam além da economia de divisas. Primeiro, em tese, a produção de álcool reduziria a desigualdade de renda entre as regiões do Brasil, já que as áreas mais pobres poderiam produzi-lo a partir da mandioca. Em segundo, preconizava-se a criação empregos rurais nas regiões Centro-Sul e Nordeste que também contribuiria para reduzir disparidades da distribuição de renda. Em terceiro, o Proálcool geraria renda para o país, ao mobilizar mão de obra ociosa para o trabalho em terras inocupadas. Finalmente, benefícios econômicos fluiriam da expansão da produção, pelos fabricantes locais, de bens de capital para instalação de usinas e destilarias (BARZELAY, 1986).

De acordo com a ANP (2015), o programa também tinha por objetivos financiar o desenvolvimento de motores movidos a álcool pela indústria automobilística e a instalação de uma abrangente rede de distribuição do novo combustível. Apesar dessa narrativa, dados da Anfavea (2018a) mostram que os primeiros licenciamentos de carros movidos exclusivamente a etanol no Brasil só aconteceram em 1979.

Rosillo-Calle e Cortez (1998) atribuem a criação do Proálcool não somente à crise do petróleo, mas a uma combinação de fatores. Em resposta às elevadas cotações internacionais do açúcar dos períodos anteriores, a agroindústria canavieira havia realizado grandes inversões. Todavia, com as drásticas mudanças no mercado global dessa *commodity*, em meados da década de 1970, o preço do açúcar caiu expressivamente, deixando o setor em situação delicada. Logo, o programa consistiu não somente em um meio de tentar mitigar os efeitos do choque do petróleo, mas também em uma forma não declarada de socorrer a agroindústria canavieira.

Com relação às medidas adotadas, Bastos (2007) aponta que a primeira fase do programa estabeleceu a obrigatoriedade da mistura à gasolina, concedeu crédito com juros baixos e forneceu garantias para construção de novas unidades produtoras. O foco dessa etapa, conforme Rosillo-Calle e Cortez (1998), era expandir a produção de etanol anidro para ser acrescentado à gasolina.

A evolução do etanol no Brasil sugere que, em certos aspectos, o Proálcool foi bem sucedido. Dados coletados no Ipeadata (2008c, 2018a) demonstram que a produção de etanol quase quintuplicou entre 1975 e 1979, passando de 580 mil metros cúbicos para pouco menos de três milhões. Nesse mesmo período, o consumo também aumentou de forma expressiva, de 160 mil metros cúbicos para quase 2,2 milhões.

Não obstante, Barzelay (1986) aponta que o programa enfrentava bastante resistência política e a eficiência do etanol como possível substituto da gasolina foi questionada inclusive por formuladores de política econômica. Segundo o autor, entre 1976 a 1978, excesso de burocracia e atrasos na aprovação de crédito subsidiado pareciam querer sinalizar ao mercado que o sistema financeiro estatal pretendia desacelerar o programa.

Em 1978, o consenso sobre o Proálcool já se encontrava profundamente fragilizado. Para alguns líderes da indústria, o programa não passava de “*latin talk*”, sobretudo por conta de atrasos de implementação e de o ritmo real do programa ter ficado muito aquém das expectativas do governo. Alguns grupos acreditavam que a ideia do álcool como matriz energética seria abandonada pelo futuro novo presidente (ibid., 1986).

2.1.2 O segundo choque do petróleo e a segunda fase do Proálcool

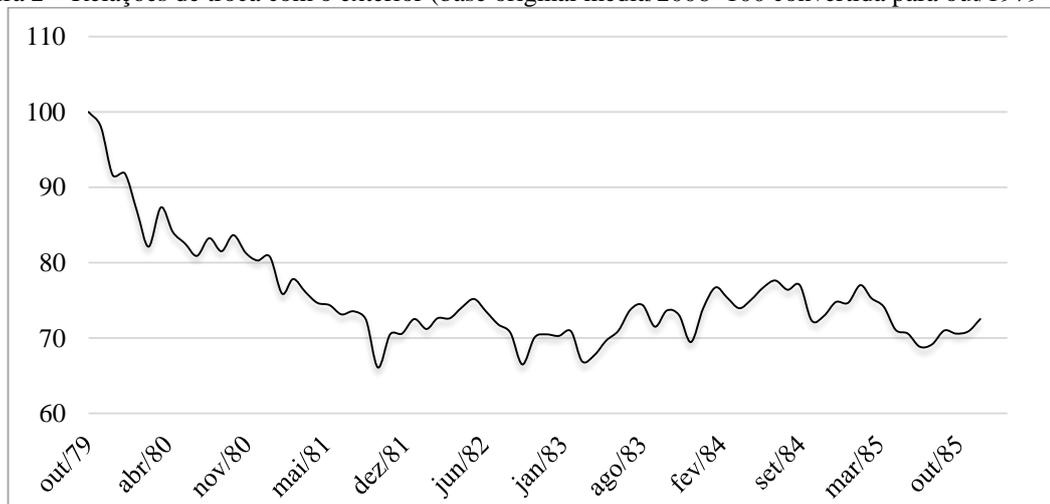
A despeito da evolução do etanol, a economia brasileira permaneceu muito dependente da importação de petróleo. O segundo choque do petróleo escancarou esse fato, em 1979. Segundo Nappo (2007), nesse novo episódio, o Irã, segundo maior exportador da Opep, foi afetado por uma revolução que desorganizou seu setor produtivo e paralisou sua produção petrolífera, retraindo a oferta global da *commodity*. De acordo com dados obtidos no Ipeadata (2017), o preço do barril saltou de US\$ 16 para US\$ 39.

Durante a década de 1970, o Brasil continuou importando enormes quantidades de petróleo, não somente para atender à demanda interna de gasolina como também de outros derivados, como diesel e óleo combustível industrial. Por mais que possíveis substitutos para esses produtos, como metanol e carvão, fossem eventualmente mencionados, nenhum programa importante nesse sentido foi posto em prática (BARZELAY, 1986).

Com efeito, o segundo choque do petróleo afetou negativamente o Brasil, a exemplo do primeiro. O evento, combinado às quedas das cotações de alguns dos produtos primários que o Brasil exportava, se traduziu em nova deterioração das relações de troca do país com o exterior. Para piorar a situação da balança comercial, uma combinação de secas e geadas em 1978 e 1979 forçou a importação de produtos básicos, como feijão e arroz, o que Baer (2002, p. 116) retratou como “um desafortunado acontecimento adicional”.

Dados disponibilizados pela Funcex (2018) permitem inferir que a perda nas relações de troca de outubro de 1979 a outubro de 1981 foi na ordem de 34%, sem recuperação expressiva nos anos subsequentes (conforme a Figura 2).

Figura 2 – Relações de troca com o exterior (base original média/2006=100 convertida para out/1979=100).



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados da Funcex (2018).

Face à nova crise, o governo brasileiro empregou a nova fase do Proálcool, intensificando o quadro subvencionista. Essa etapa do programa caracterizou-se pela circulação de veículos movidos exclusivamente a etanol. Para estimular sua aquisição, o preço do etanol foi fixado em patamares bem inferiores ao da gasolina e os impostos sobre a venda e o IPVA dos carros a etanol foram reduzidos. Os impostos sobre venda de carros a gasolina, por outro lado, foram majorados (BASTOS, 2007; NAPPO, 2007).

A segunda fase do Proálcool intensificou a expansão do etanol no mercado doméstico. Dados da Anfavea (2018a) mostram que o licenciamento de automóveis e comerciais leves a etanol aumentou de 3,1 mil para aproximadamente 700 mil unidades por ano, de 1979 a 1986. Por conseguinte, o consumo de etanol aumentou expressivamente nesse período, de 2,2 milhões para 10,5 milhões de metros cúbicos anuais (IPEADATA, 2018a).

2.1.3 O declínio do Proálcool

As implicações dos choques do petróleo não durariam eternamente. Com a atenuação de seus efeitos, o preço da *commodity* naturalmente começou a cair a partir da segunda metade da década de 1980, como um “contrachoque”. Em 1986, pela primeira vez em quase dez anos, a cotação chegou a situar-se abaixo de US\$ 15 por barril, e oscilou, na maior parte do tempo, entre US\$ 10 e US\$ 20, até o final do milênio (FMI/IFS, 2018).

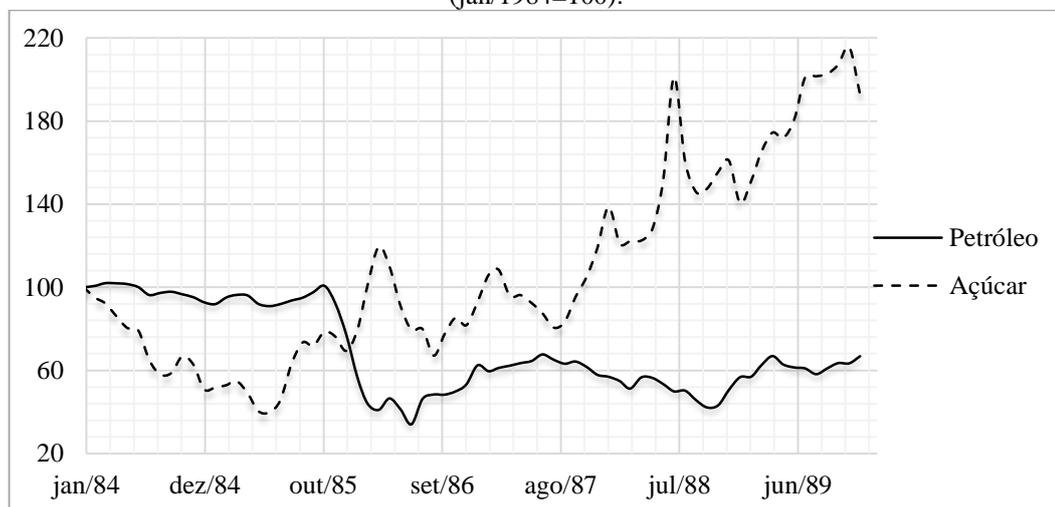
Barzelay e Pearson (1982) defendiam que a eficiência econômica da produção do etanol dependia fundamentalmente do preço real do petróleo. Esses autores prognosticaram que o Brasil não conseguiria fugir do fato de que o álcool continuaria sendo um substituto de alto custo. Além disso, em sua narrativa, a suposição de que a produção de um litro de etanol reduziria as importações de petróleo em quantidade equivalente tornava-se cada vez menos realista à medida que sua produção se expandia. Sob essa perspectiva, o declínio dos preços do petróleo afetaria negativamente a viabilidade de produzir álcool no Brasil.

Quase ao mesmo tempo, outro fenômeno autônomo importante acontecia nos mercados globais de *commodities*. A partir da segunda metade da década de 1980, a cotação internacional do açúcar encetou uma sustentada trajetória de alta que, segundo Shikida e Rissardi Jr. (2017), se deu em função da instabilidade das ofertas de açúcar da Índia, Tailândia e Cuba. Dados obtidos no FMI/IFS (2018) mostram que a cotação média do açúcar mais do que triplicou entre 1985 a 1990, indo de US\$ 4,05 para US\$ 12,51 por libra.

Nesse contexto, é razoável supor que a agroindústria canavieira passou a auferir maior rentabilidade na produção do açúcar. As implicações naturais do expressivo aumento da cotação do açúcar haviam de ser a expansão da produção do mesmo e uma queda no ritmo de aumento da produção de etanol. Shikida e Rissardi Jr. (2017) mostram que nas safras 1986-87 a 1995-96 a taxa geométrica de crescimento anual da produção de açúcar foi de 5,7%, enquanto a taxa de aumento da produção de etanol foi de apenas 1,4%. A taxa de crescimento do consumo de etanol, nesse mesmo período, foi de 2,1% ao ano.

A Figura 3 apresenta a evolução das cotações internacionais do petróleo e do açúcar, com vistas a ilustrar os movimentos descritos nesta seção.

Figura 3 – Evolução das cotações globais do petróleo e do açúcar, de 1984 a 1989 – índice de base fixa (jan/1984=100).



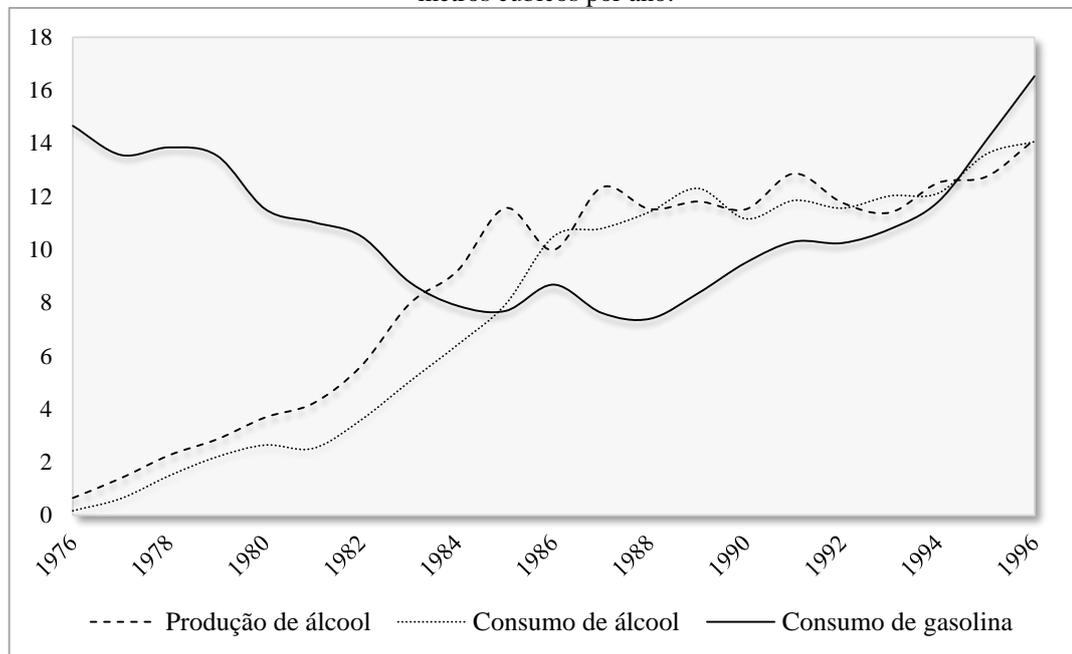
Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados do FMI (2018).

A trajetória de queda na cotação do petróleo e a tendência de alta nos preços do açúcar tiveram importantes implicações no mercado brasileiro de combustíveis líquidos. A gasolina retomou competitividade e iniciou, em meados da década de 1980, a restauração de sua hegemonia no mercado brasileiro de combustíveis para carros e comerciais leves. Diante de certa inelasticidade da demanda no curto prazo, o fenômeno se deu gradualmente, pois os veículos a etanol não podiam simplesmente ser abastecidos com gasolina.

A recomposição da matriz energética ocorreu à medida que mais automóveis a gasolina eram produzidos e que unidades existentes eram adaptadas. Dados da Anfavea (2018a) mostram que cerca de 76% dos automóveis produzidos em 1986 eram movidos a etanol, enquanto esse número foi de apenas 11% em 1990, e menos de 1% em 1996. A produção de unidades a gasolina nesses mesmos anos respondia por cerca de 23%, 83% e 96% do total, respectivamente, sinal de que a preferência do brasileiro havia mudado outra vez.

A Figura 4 oferece um panorama geral do consumo e da produção de álcool carburante e do consumo de gasolina, de 1976 a 1996, em que é possível observar, em linhas gerais, alguns movimentos descritos no decorrer do trabalho. Como se pode notar, os hiatos entre consumo e produção de álcool tornaram-se recorrentes a partir de 1986. Segundo Shikida e Rissardi Jr. (2017), tais desconcompassos entre oferta e demanda levaram o país a enfrentar sérios problemas de abastecimento e afetaram a credibilidade do álcool perante o mercado consumidor. Para atender às necessidades domésticas, foi necessário recorrer à importação do combustível, contrariando um dos objetivos básicos do Proálcool, que era a economia de divisas.

Figura 4 – Consumo e produção de álcool carburante e consumo de gasolina de 1976 a 1996 – em milhões de metros cúbicos por ano.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados coletados no Ipeadata (2008c, 2008d, 2018a).

Nappo (2007) atribui a crise de abastecimento da entressafra 1989-90 a um conjunto de fatores. De acordo com sua narrativa, pelo lado da oferta, os baixos preços pagos aos produtores de etanol a partir da queda dos preços internacionais do petróleo desestimulavam aumentos da produção. Pelo lado da demanda, a manutenção de preços atraentes para o etanol hidratado e os impostos reduzidos para os veículos a álcool mantiveram a procura aquecida.

Mas a escassez do combustível não foi o único fator a colocar o etanol em descrédito. Barzelay e Pearson (1982) ressaltam que a eficiência dos carros movidos a álcool, aquém da propagandeada, desapontou tanto seus compradores como aqueles proprietários de carros originalmente movidos a gasolina que converteram seus motores para funcionar com o biocombustível.

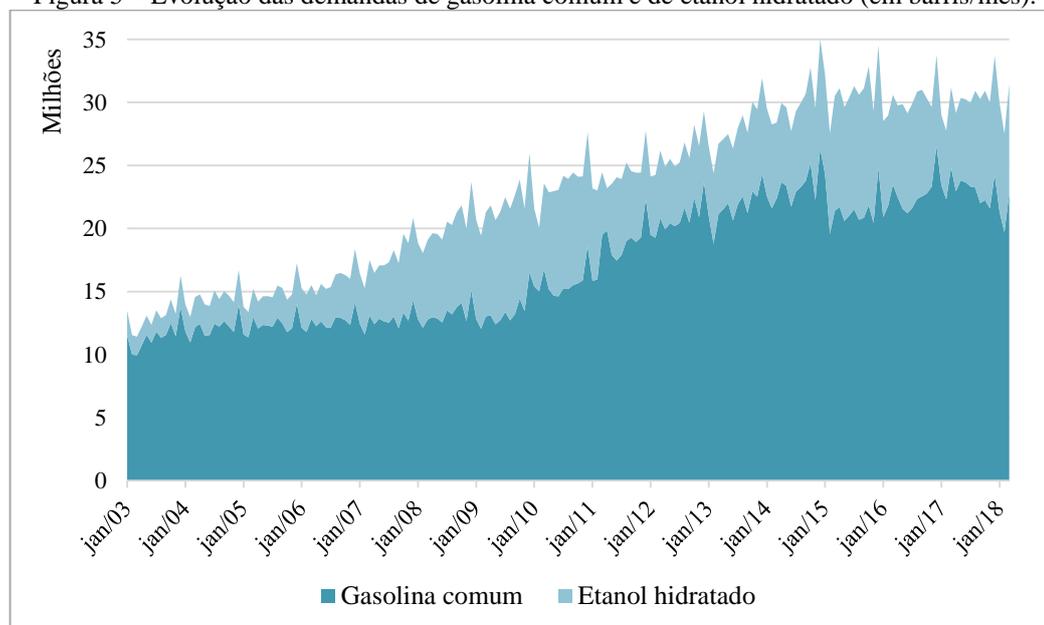
2.2 PERÍODO PÓS ADVENTO DO VEÍCULO FLEX-FUEL

Em 2003, momento em que a produção de automóveis a gasolina superava a de automóveis a etanol em 46 vezes[†], tudo indicava que o derivado do petróleo havia efetivamente prevalecido no mercado brasileiro. Entretanto, um importante episódio deu novo impulso ao etanol: o advento do veículo flex-fuel.

O lançamento da nova tecnologia teve profundas implicações no mercado doméstico de combustíveis líquidos, ao marcar nova fase de expansão do etanol hidratado. Embora suas vendas tenham diminuído expressivamente por um período de tempo, devido à queda na venda de veículos a etanol, esse combustível recuperou bastante espaço com a introdução dos veículos flex-fuel (TOKGOZ; ELOBEID, 2006).

Os dados oficiais confirmam essa narrativa. De acordo com a ANP (2018c), em 2017, o mercado doméstico demandou cerca de 86 milhões de barris de etanol hidratado. Em 2002, a demanda havia sido de apenas 24 milhões. O consumo de gasolina comum também aumentou, mas em proporção inferior: de 142 milhões de barris para 278 milhões. A Figura 5 apresenta a evolução do consumo de combustíveis para veículos do ciclo-Otto e permite visualizar o recrudescimento do biocombustível.

Figura 5 – Evolução das demandas de gasolina comum e de etanol hidratado (em barris/mês).



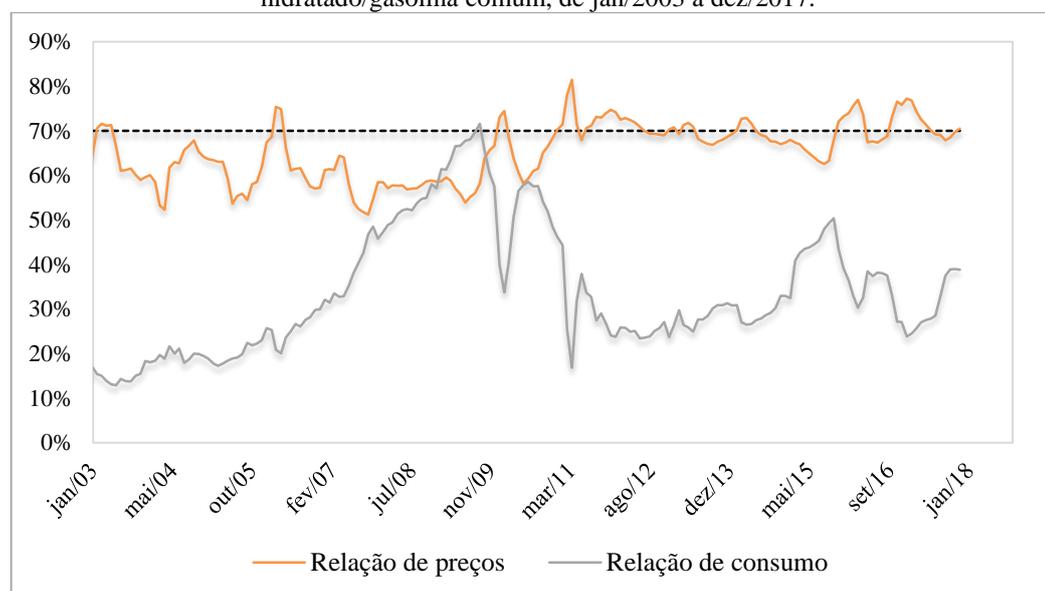
Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados da ANP (2018c).

[†]De acordo com a Anfavea (2018a), a produção de veículos a gasolina atingiu a marca de 1,47 milhões de veículos em 2003. Nesse mesmo ano, a produção de veículos a etanol não passou de 32 mil unidades.

O veículo flex-fuel pode ser abastecido com gasolina comum, etanol hidratado, ou qualquer combinação dos dois. Sua flexibilidade permite a substituição imediata de um combustível pelo outro, sem custos de adaptação. Sob a premissa de racionalidade do indivíduo, o usuário deve escolher o combustível que apresentar menor custo por quilômetro rodado. Para He (2013), o etanol só pode ser considerado uma opção econômica melhor quando seu preço for igual ou inferior a 70% do preço da gasolina, devido a seu desempenho inferior. Seguindo tal critério, o etanol hidratado foi mais competitivo de 2003 a 2010. Nesse período, conforme dados da ANP (2018b), seu preço oscilou em torno de 61% do preço da gasolina; de 2011 em diante, a oscilação foi em torno de 70%.

A Figura 6 apresenta a evolução da razão de preços etanol/gasolina e da razão de consumo etanol/gasolina. A primeira é dada pela divisão entre os preços do etanol e gasolina; a segunda é dada pela divisão entre os consumos de etanol e gasolina. A constante (tracejada) representa o limiar da competitividade; isto é, a relação de preços de 70%.

Figura 6 – Evolução da relação de preços etanol hidratado/gasolina comum e da relação de consumo etanol hidratado/gasolina comum, de jan/2003 a dez/2017.



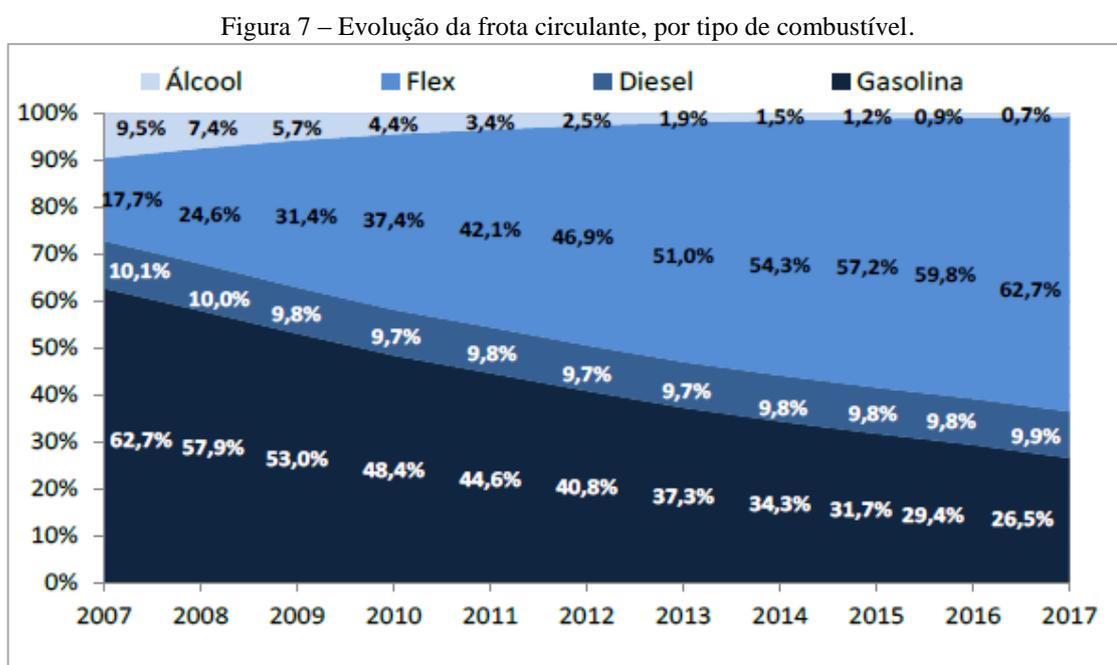
Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados da Agência Nacional do Petróleo (2018b, 2018c).

Dois importantes apontamentos podem ser realizados a partir da Figura 6. Em primeiro lugar, destaca-se a rápida escalada da razão de consumo de 2005 a 2009, resultado da associação da evolução da frota de veículos flex-fuel com o preço do etanol oscilando sempre abaixo de 70% do preço da gasolina. Em termos práticos, o número de consumidores que podiam escolher o combustível aumentou mês a mês, e o incentivo econômico do etanol manteve-se durante

todo o período, o que fez seu consumo aumentar em uma proporção muito maior do que o consumo de gasolina.

Em segundo lugar, ponderando a evidente tendência de expansão do etanol, as variáveis parecem seguir em direções opostas: quando a relação de preços etanol/gasolina aumentou, a razão de consumo etanol/gasolina diminuiu, vice-versa. Posto em outros termos, quando a relação de preços favoreceu a gasolina, seu consumo aumentou comparativamente ao consumo de etanol, vice-versa, o que constitui indício empírico de que os produtos são substitutos. É também eminente a forma como a relação de consumo tornou-se mais volátil em resposta às alterações de preços relativos à medida que a frota flex-fuel aumentou.

O veículo flex-fuel foi um empreendimento bem sucedido em termos de aceitação no mercado. Desde seu lançamento, a participação na frota nacional cresceu rapidamente e, de acordo com as estimativas do Sindipeças/Abipeças (2018), já representavam quase 63% do total nacional em 2017. Dez anos antes, esse número não havia alcançado 18%. A Figura 7 apresenta a recente evolução da frota circulante, por tipo de combustível, e permite compreender a relevância adquirida pelo veículo bicombustível.

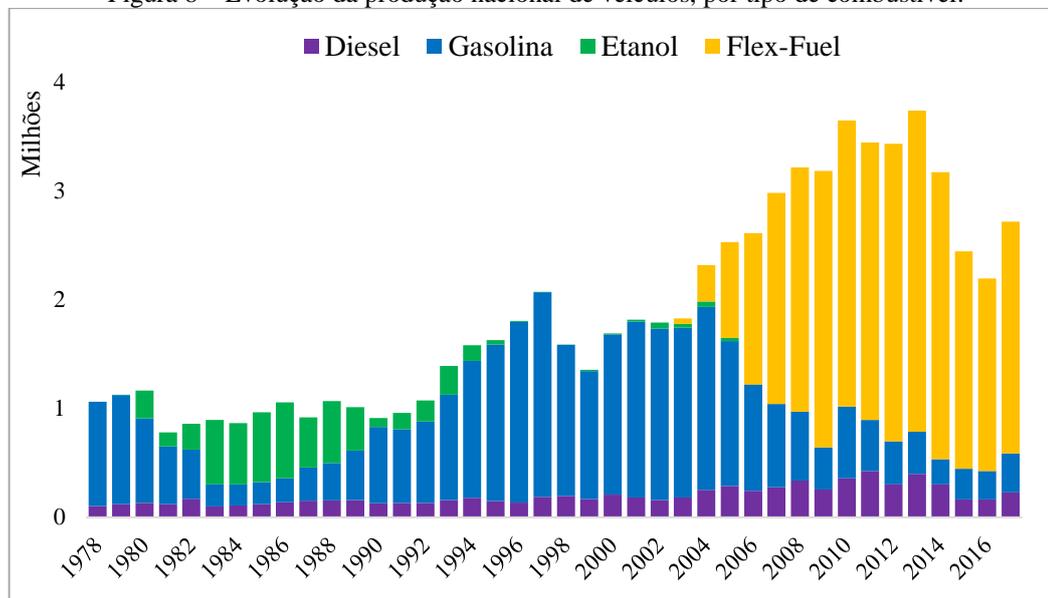


Fonte: Sindipeças/Abipeças (2018).

Conjuntos de dados da Anfavea (2018a) demonstram que a motorização flex tornou-se prioridade das montadoras, em detrimento dos outros tipos. Foram produzidos pouco mais de 49 mil veículos bicombustíveis em 2003, número que avançou para 332 mil em 2004, e 881 mil

em 2005. Em 2017, a fabricação de veículos flex-fuel foi de mais de dois milhões de unidades, respondendo por aproximadamente 78% da produção nacional total (conforme a Figura 8).

Figura 8 – Evolução da produção nacional de veículos, por tipo de combustível.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Anfavea (2018a).

Tomando a taxa geométrica, verifica-se que a produção de veículos bicompostíveis cresceu na ordem de 31% ao ano, em média. A produção de veículos exclusivamente a gasolina, por outro lado, caiu para menos de um sétimo do total nacional. Parece que esse tipo de motorização ficará cada vez mais restrita a veículos cujas especificações mecânicas preocupam-se mais com performance do que com redução dos gastos em combustível.

2.3 ASPECTOS MICROECONÔMICOS DA DEMANDA DE GASOLINA

Para Dargay (1992), fontes de energia possuem uma característica especial que as diferem de outros produtos: as sociedades demandam energia não porque querem-na *per se*, mas porque se beneficiam dos trabalhos desempenhados por ela, tais como a geração de calor, luz, força motriz, etc. Sob essa perspectiva, pode-se afirmar que a demanda agregada de combustíveis veiculares reflete as necessidades de deslocamento geográfico, transporte de mercadorias, etc., de determinada população em determinado território.

Espera-se que o consumo de gasolina diminua (aumente) à medida que seu preço aumenta (diminui). Conforme Prager (1993), quanto maior o preço de um produto, maior o número de indivíduos que economizarão no uso e, conseqüentemente, menor a quantidade

demandada no mercado. Esse comportamento da demanda é esperado para a maioria dos bens e serviços. Muitos estudos sobre o consumo de gasolina encontraram relação negativa entre preço e quantidade demandada de gasolina no Brasil, tal como o de Alves e Bueno (2003).

A resposta da demanda às mudanças de preço é resultado da combinação de dois fatores. Primeiro, a redução do preço de um produto faz o consumidor consumir menos unidades de outros produtos para consumir mais daquele cujo preço diminuiu – fenômeno chamado de efeito substituição. Em segundo lugar, uma redução de preço significa, na prática, que o poder de compra aumentou; com a mesma quantidade de unidades monetárias, tornou-se possível obter uma quantidade maior do produto – o que é chamado de efeito renda (VARIAN, 1986).

O mesmo se aplica ao aumento do preço, mas é claro, com reações no sentido oposto. A magnitude da redução do consumo induzida por aumento do preço, contudo, depende das características do produto. Em tese, um produto essencial e com poucos e imperfeitos substitutos tem uma demanda pouco sensível às mudanças nos preços. No Brasil, a gasolina preencheu devidamente esses requisitos até, pelo menos, o lançamento do veículo flex-fuel. Espera-se, portanto, que a demanda de gasolina seja inelástica.

Sem embargo, segundo Nappo (2007, p. 58), “é possível afirmar que com a entrada dos carros bicomustível o álcool hidratado tem se tornado um substituto menos imperfeito da gasolina”. Além disso, “com a renovação da frota automotiva centrada cada vez mais nos veículos flex-fuel, é razoável supor que as mudanças trazidas por esta nova tecnologia tendam a se acentuar, promovendo novas alterações no comportamento da demanda por gasolina no Brasil, particularmente no aumento da elasticidade-preço da demanda por gasolina” (ibid.).

Os preços de bens complementares e de bens substitutos também explicam a demanda de um produto. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2006), dois bens são complementares se o aumento do preço de um reduz a demanda do outro, e dois bens são substitutos se o aumento do preço de um provoca aumento na demanda do outro. Pode-se afirmar que bens substitutos rivalizam para desempenhar uma função, enquanto bens complementares são produtos capazes de satisfazer necessidades quando o uso de um combina-se ao uso do outro. Atualmente, o etanol hidratado é o principal substituto da gasolina no mercado doméstico

No ano de 2013, a Empresa de Pesquisa Energética publicou um estudo contratado com vistas a compreender melhor o comportamento dos usuários de veículos flex-fuel. Um dos objetivos da pesquisa consistiu em identificar os principais fatores que o consumidor leva em consideração quando escolhe entre gasolina e etanol. Concluiu-se que a relação de preços é o principal critério de decisão, mas não é seu fator exclusivo. Existem indivíduos habituados a usar determinado combustível por algum motivo peculiar, a despeito do preço (EPE, 2013).

O estudo observou ainda que (ibid., p. 18-19)

(...) verificaram-se muitas crenças, informações divergentes e falta de informação em relação ao etanol, à gasolina e à tecnologia flex-fuel. Boa parte dos usuários destes veículos apresenta insuficiência de conhecimento sobre as características de cada combustível e os aspectos relacionados à conservação, funcionamento e desempenho dos veículos.

Na pesquisa qualitativa, 12% dos entrevistados afirmaram sentir problemas de funcionamento do motor flex-fuel. Destes, 36% relataram que o motor demora a funcionar quando está frio. No imaginário popular, o abastecimento com o etanol é associado a problemas de partida nos meses mais frios, muito embora os veículos flex-fuel, na verdade, possuam um reservatório de gasolina específico para partida a frio, que anula esse problema (ibid.).

Certo apelo ambiental pesa em favor do etanol, advindo da noção de que este é renovável e menos poluente que a gasolina. No entanto, nem todos que assim consideram estão dispostos a ter gastos superiores em nome da preservação do meio ambiente, tornando-a um critério secundário de escolha. Alguns entrevistados também demonstraram a ingênua concepção de que o etanol é mais barato porque custa menos para encher o tanque, formada sem necessariamente levar em conta o custo por quilômetro rodado (ibid.).

Ainda que a relação de preços seja apontada como principal determinante, nem todos fazem contas na hora de abastecer. Para determinado grupo de consumidores, “os preços praticados já são conhecidos e, por isso, só quando percebem alterações substanciais nos mesmos – normalmente informadas pela mídia –, é que definem se optarão ou não pela mudança de combustível” (ibid., p. 16).

Isto é, as flutuações de curto prazo, desde que pequenas, não são percebidas por grande parte dos indivíduos. Os consumidores podem demorar, portanto, a notar uma relação desfavorável de preços. Com efeito, é plausível que a demanda se mantenha inelástica às variações dos preços no curto prazo. Em longo prazo, entretanto, as elasticidades-preço e preço cruzada da demanda podem ser expressivamente maiores, em função da percepção tardia do consumidor e do abandono de critérios ingênuos e onerosos de decisão.

O estoque de veículos tem papel preponderante na determinação do consumo de gasolina. Primeiro, uma forma qualquer de energia é um produto complementar daquele dispositivo em que é empregada para realizar trabalho, vice-versa. Logo, pode-se tomar os veículos como bens complementares dos combustíveis. Em segundo lugar, conforme Prager (1993), a demanda agregada refere-se à demanda total de empresas e de cidadãos de determinado território, o que implica necessidade de tomar a população como variável

explicativa. Nesse sentido, a frota de veículos oferece uma excelente *proxy* da população consumidora de gasolina.

A função de demanda liga os motivos que levam ao consumo de um item ou serviço específico e seus preços. Existem variáveis comuns a quase todas as funções de demanda, tais como preço e renda, mas uma função de demanda pode arrolar também outros elementos peculiares a cada produto (PRAGER, 1993).

A renda é importante para explicar o comportamento da demanda, pois trata-se da disponibilidade de recursos para adquirir produtos. Embora não haja consenso sobre a magnitude da elasticidade-renda da demanda de gasolina, os trabalhos empíricos de Burnquist e Bacchi (2002), Alves e Bueno (2003), Roppa (2005) e Nappo (2007) estimaram relações positivas entre renda e consumo, evidenciando que a gasolina é um bem normal no Brasil.

Um conceito importante para estudos de demanda é o de elasticidade. A elasticidade de uma variável em relação à outra expressa quanto uma variável é sensível às variações da outra. Nicol (1985) afirma que a elasticidade-preço mostra como uma variação de preço afetaria a demanda, isto é, a sensibilidade da procura a variações no preço. Para Garófalo e Carvalho (1986), a elasticidade expressa relação entre duas variáveis econômicas funcionalmente relacionadas.

Wold (1953, p. 2) tratou de interpretar o conceito de elasticidade da seguinte maneira: “*if price (income) rises by 1%, then demand will fall (rise) by e % (by E %), and conversely if price or income falls*”, sendo as elasticidades preço e renda da demanda denotadas pelo autor por e e E , respectivamente.

Varian (1986, p. 273) define elasticidade-preço da demanda como “*the percent change in quantity divided by the percent change in price*”. Isto é,

$$E_{pd} = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta P/P}$$

Rearranjando, obtém-se:

$$E_{pd} = \frac{P \Delta Q}{Q \Delta P}$$

Chiang e Wainwright (2006) sugerem o uso de cálculo diferencial, conforme a equação:

$$E_{pd} = \frac{P \partial Q}{Q \partial P}$$

Um estudo sobre o fenômeno do consumo de gasolina pode recorrer às seguintes elasticidades:

- Elasticidade-preço da demanda – Expressa a sensibilidade da demanda de gasolina a variações em seu preço, *ceteris paribus*. Espera-se que o sinal do parâmetro seja negativo, pois aumento no preço geralmente implica redução da quantidade demandada;
- Elasticidade-renda da demanda – Mede a sensibilidade da demanda em relação a mudanças renda do consumidor, *ceteris paribus*. Espera-se que o parâmetro tenha sinal positivo;
- Elasticidade-preço cruzada da demanda – Nicol (1985, p.45) a define como "elasticidade da procura com relação a variações nos preços de produtos similares". O caso gasolina é caracterizado pela existência de um produto substituto, que é o etanol. Em tese, a elasticidade em relação ao preço do etanol é positiva.
- Elasticidade-frota da demanda – Sendo combustível e veículo bens complementares, supõe-se que o aumento da frota de veículos implica aumento na quantidade demandada de combustível. Espera-se, portanto, que o valor do parâmetro seja positivo.

3 METODOLOGIA

Este capítulo compila os principais procedimentos empregados na pesquisa, compreendendo a formulação dos modelos teóricos, a descrição dos métodos de econometria de séries temporais e a apresentação das fontes de dados.

O estudo tem caráter majoritariamente exploratório e quantitativo, e suas descobertas advêm, quase exclusivamente, de modelos econométricos. Para Prager (1993), a econometria é tanto arte quanto ciência. Funções econométricas fornecem dimensões quantitativas das quais relações meramente teóricas carecem. Como diria Wold (1953, p. 2), a estimação empírica busca revestir com “carne de verdade” os “ossos teóricos” da análise de demanda.

Naturalmente, podem surgir problemas na estimação de uma curva de demanda, devido à relação não determinística entre as variáveis; problemas algumas vezes tão sérios que parte dos economistas tornou-se cética a estimativas de modelos econométricos (PRAGER, 1993). Sem embargo, como sustenta Wold (1953), funções de demanda estimadas a partir de dados empíricos devem sempre ser consideradas como tentativas, mais ou menos bem-sucedidas, de explicar, através do padrão simples de uma função matemática, as realidades muito mais complexas que existem por trás das estatísticas de mercado.

O procedimento inicial da análise consiste em formular os modelos teóricos e definir as variáveis necessárias para a pesquisa. Em seguida, as séries são coletadas e deflacionadas, se monetárias. Antes da análise de regressão, é preciso que as séries sejam submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (1979, 1981), para determinar sua ordem de integração.

Sob uma abordagem tradicional, os procedimentos de Johansen (1988) são conduzidos para testar cointegração e estimar o VECM, com posterior análise de seus resultados. Na abordagem experimental, aplicam-se testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e Phillips e Ouliaris (1990), com subsequente estimação de modelos e discussão de resultados.

3.1 MODELOS TEÓRICOS

Embora exista uma série de fatores determinantes da evolução do consumo de gasolina, não é possível incorporar todos em um modelo econométrico. Inicialmente, retrata-se a demanda de gasolina como função de seu preço, do preço do etanol hidratado, da renda do consumidor e da frota de veículos. Em termos implícitos,

$$Q_d = f(P, S, Y, X),$$

em que Q_d é a demanda de gasolina, P corresponde ao seu preço, S representa o preço do etanol, Y retrata a renda e X corresponde à frota de veículos.

Apesar de existir ampla literatura estabelecida a respeito das respostas assimétricas da demanda (especialmente a de petróleo) às variações dos preços[†], o presente estudo trabalha com modelos de resposta simétrica, uma abordagem tradicional e mais parcimoniosa. Modelos simétricos supõem a existência de uma relação de demanda imutável e completamente reversível às mudanças de preço e da renda. Sob essa abordagem, as respostas a aumentos ou a reduções de preços são de mesma magnitude; isto é, “*the effects of any price (or income) change will, by assumption, be totally negated as price (or income) returns to its initial level, so that demand is completely reversible*” (DARGAY, 1991, p. 1).

Assumindo que a forma explícita da equação de demanda é multiplicativa,

$$Q_{d,t} = AP_t^{\beta_1} S_t^{\beta_2} Y_t^{\beta_3} X_t^{\beta_4} e^{u_t}. \quad (1)$$

onde A é uma constante e u_t remete à formulação de um modelo econométrico. As elasticidades de longo prazo, similar a Alves e Bueno (2003), são dadas por:

$$\frac{\partial \ln Q_{d,t}}{\partial \ln P_t} = \beta_1; \quad \frac{\partial \ln Q_{d,t}}{\partial \ln S_t} = \beta_2; \quad \frac{\partial \ln Q_{d,t}}{\partial \ln Y_t} = \beta_3; \quad \frac{\partial \ln Q_{d,t}}{\partial \ln X_t} = \beta_4,$$

em que β_1 é a elasticidade-preço, β_2 representa a elasticidade-preço cruzada, β_3 corresponde à elasticidade-renda e β_4 é elasticidade-frota da demanda.

O objetivo declarado deste estudo é testar se a evolução da frota de veículos flex-fuel afetou as elasticidades preço e preço cruzada da demanda de gasolina no Brasil. Logo, o modelo expresso em (1) só tem serventia se usado para comparar os resultados com as estimativas de trabalhos que utilizaram dados anteriores à introdução dos veículos flex-fuel. A Tabela 1 apresenta estimativas de três autores:

Tabela 1 – Estimativas das elasticidades da demanda de gasolina de trabalhos anteriores.

Trabalho	Período	Preço da gasolina		Preço do etanol	
		CP	LP	CP	LP
Burnquist e Bacchi (2002)	1973-98	-0,319	-0,227	-	-
Alves e Bueno (2003)	1974-99	-0,092	-0,465	0,23	0,48
Roppa (2005)	1973-03	-0,634	-0,315	0,402	0,20

Fonte: Sumarizado pelo autor, a partir de Burnquist e Bacchi (2002), Alves e Bueno (2003) e Roppa (2005).

[†] Veja, por exemplo, Wolfram (1971) e Dargay (1992).

Para inferir sobre o tema com significância estatística, é necessário formular modelos experimentais de estimação que incorporem parametricamente o fenômeno do veículo flex-fuel. Nappo (2007) especificou equações de demanda de gasolina acrescentando como regressor a interação dos preços com uma variável binária – que assumia valor “1” do advento do veículo flex-fuel em diante. Sant Anna e Bastos (2014) dividiram a amostra em duas partes para capturar o efeito através da comparação entre as estimativas referentes a cada período.

Esses estudos concluíram que o veículo flex-fuel tornou a demanda de gasolina mais elástica ao preço da gasolina e do etanol. Sem embargo, variáveis binárias e divisões de amostra estão fora do arcabouço metodológico deste trabalho porque são métodos apropriados para incorporar quebras estruturais. Essa hipótese parece frágil para o tema, pois a frota brasileira de veículos não foi substituída do dia para a noite. É mais razoável supor que as mudanças ocorreram paulatinamente, à medida que cresceu a participação dos veículos flex-fuel na frota nacional.

A partir dessa proposição, formula-se a hipótese de que a partir de abril de 2003, mês de lançamento dos veículos flex-fuel, as elasticidades da demanda tornaram-se funções lineares da participação da matriz flex-fuel na frota nacional, conforme as seguintes equações:

$$E_{pd,t} = \beta_1 + \varphi_1 f_t: \quad \text{Função de elasticidade-preço da demanda}$$

$$E_{cd,t} = \beta_2 + \varphi_2 f_t: \quad \text{Função de elasticidade-preço cruzada da demanda}$$

em que β_i são as elasticidades pré flex-fuel, φ_i são coeficientes angulares, que medem o impacto marginal da participação da matriz flex sobre as elasticidades, e f_t é a participação percentual da matriz flex na frota total de veículos do ciclo-Otto[†]. Substituindo, chega-se ao modelo teórico experimental:

$$Q_{d,t} = AP_t^{\beta_1 + \varphi_1 f_t} S_t^{\beta_2 + \varphi_2 f_t} Y_t^{\beta_3} X_t^{\beta_4} e^{u_t}. \quad (2)$$

Tomando a linearização,

$$q_{d,t} = \alpha + \beta_1 p_t + \varphi_1 f_t p_t + \beta_2 s_t + \varphi_2 f_t s_t + \beta_3 y_t + \beta_4 x_t + u_t, \quad (3)$$

em que as letras minúsculas denotam logaritmos neperianos das variáveis originais. A aplicação do teste *t-Student* padrão sobre os parâmetros φ_1 e φ_2 permitirá inferir se a evolução da frota flex-fuel produziu efeitos significativos nas elasticidades da demanda de gasolina.

[†] A frota do ciclo-Otto não compreende veículos movidos a Diesel ou GNV.

3.2 ESTACIONARIEDADE EM SÉRIES TEMPORAIS

Uma suposição crucial para a análise de regressão é que as séries temporais em estudo são estacionárias, isto é, geradas por processos estocásticos cujas características não mudaram ao longo do tempo. Se a série é estacionária, seu comportamento observado em um período pode ser generalizado para outros períodos. Como apontam Pindyck e Rubinfeld (2004), a distribuição de probabilidade de um processo estacionário é invariante em relação ao tempo.

Embora a estacionariedade seja desejável e necessária para a análise de regressão, Hendry e Juselius (2000) observam que a não estacionariedade parece ser uma característica natural da economia. Muitas são as possíveis razões para dados econômicos possuírem tendências estocásticas. Uma delas é que as variáveis econômicas dependem estritamente do progresso tecnológico, que consiste em um acúmulo de descobertas e inovações passadas. É praticamente um processo de memória infinita.

Greene (2008, p. 719) define estacionariedade fraca da seguinte maneira:

A stochastic process y_t is weakly stationary or covariance stationary if it satisfies the following requirements:

1. *$E[y_t]$ is independent of t ;*
2. *$Var[y_t]$ is a finite, positive constant, independent of t ;*
3. *$Cov[y_t, y_s]$ is a finite function of $|t - s|$, but not of t or s .*

Parafraseando Greene, diz-se que um processo é fracamente estacionário se sua média e variância não mudam em função do tempo, e a covariância entre duas observações depende exclusivamente da distância temporal entre elas. Destaca-se, entretanto, que estacionariedade fraca é diferente de estacionariedade estrita. Gujarati e Porter (2011) apontam que na estacionariedade estrita todos os momentos da distribuição são invariantes ao longo do tempo, não somente a média e variância – que são o primeiro e o segundo momento, respectivamente.

Um processo não estacionário é, obviamente, um processo que viola os requisitos da estacionariedade. A variável não estacionária tem média e variância inconstantes, portanto, suas observações vieram de diferentes distribuições de probabilidade ao longo do tempo (HENDRY; JUSELIUS, 2000). Mas, afinal de contas, quais são as implicações disso sobre o modelo de regressão e os estimadores de mínimos quadrados ordinários?

Essa característica representa instabilidade, e, como bem adverte Wooldridge (2015, p. 355), “se permitirmos que a relação entre duas variáveis (...) mude arbitrariamente em cada período de tempo, não podemos esperar descobrir muito sobre como a mudança em uma

variável afeta a outra variável, se somente tivermos acesso a uma única realização da série temporal”.

Granger e Newbold chamam a atenção para problema da regressão espúria, ou regressão sem sentido. Modelos com ótimo ajustamento e baixa estatística de Durbin-Watson podem, na verdade, apresentar resultados completamente espúrios. Um R^2 elevado não indica uma relação verdadeira entre duas variáveis se estiver combinado a uma estatística de Durbin-Watson muito baixa – isto é, se os resíduos da regressão estiverem autocorrelacionados. Isso porque, na presença de autocorrelação dos resíduos, os estimadores são ineficientes, as previsões não são ótimas e os habituais testes de significância são inválidos. Dentre as causas de autocorrelação, destacam-se a estimação de regressão com séries integradas e erros de especificação. Com efeito, o pesquisador não deve ignorar as propriedades de séries temporais não estacionárias (GRANGER; NEWBOLD, 1974).

Algumas formas de não estacionariedade podem ser eliminadas através de transformações simples. Granger e Newbold (1974) sugerem trabalhar com as variáveis em diferença.

Segundo Engle e Granger (1987), uma série sem componente determinístico, que possui uma representação ARMA invertível e estacionária após ser diferenciada d vezes, é dita integrada de ordem d , denotada por $x \sim I(d)$. Com efeito, a primeira diferença de uma série $I(1)$ é estacionária.

Um conceito importante para o estudo de séries temporais é o de ruído branco. Uma série ε_t de resíduos pode ser considerada um processo de ruído branco gaussiano se tiver média zero, variância constante e for serialmente não correlacionada. Segundo Bueno (2015, p. 22), o processo é denominado ruído branco “porque sua função de densidade espectral é horizontal como a luz branca e o processo provoca alterações na série assim como as ondas eletromagnéticas que produzem ruídos na sintonização de um rádio. Portanto, um ruído branco é, ao mesmo tempo, temporalmente homogêneo, estacionário e sem memória”. Obviamente, trata-se de uma série $I(0)$.

Em notação, ε_t é um termo de ruído branco se:

$$\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2).$$

3.2.1 Modelo de passeio aleatório e testes raiz unitária de Dickey-Fuller

O modelo de passeio aleatório é um exemplo clássico de série temporal não estacionária. Considere o modelo autorregressivo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

em que ε_t é um ruído branco. Se $\rho = 1$, o valor atual de y é igual ao y imediatamente anterior somado a um choque puramente aleatório, o que qualifica y_t como passeio aleatório puro. O modelo de passeio aleatório puro é um processo não estacionário, pois sua variância aumenta indefinidamente ao longo do tempo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Admitindo $\rho = 1$, a equação (4) pode ser reescrita como

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (5)$$

Considerando as características já mencionadas de ε_t , a equação (5) demonstra que a primeira diferença de um passeio aleatório puro y_t é estacionária. Com efeito, o passeio aleatório puro é um processo integrado de ordem um, isto é, $I(1)$.

Dickey e Fuller (1979, 1981) desenvolveram uma forma de testar a existência de raiz unitária em um série temporal. Considere novamente o modelo autorregressivo dado na equação (4). Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação, obtém-se

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (6)$$

De acordo com Bueno (2015), a hipótese nula que deve ser testada é $H_0: \delta = 0$, equivalente a $\rho = 1$. Se ρ for igual a um, a série possui raiz unitária[†]. A estatística de teste segue uma distribuição τ (tau), que depende da especificação da equação do teste e do tamanho da amostra. Se a hipótese nula não for rejeitada, a série contém raiz unitária e é não estacionária.

O teste de Dickey e Fuller depende fundamentalmente da suposição de não haver autocorrelação serial nos termos de erro. Essa hipótese, entretanto, nem sempre pode ser mantida. Em razão disso, utiliza-se o teste convencionalmente conhecido como Dickey-Fuller aumentado. A ideia do teste Dickey-Fuller aumentado é inserir termos autorregressivos

[†] A raiz da equação $\delta = \rho - 1$ é a unidade, daí o termo “raiz unitária”.

suficientes para que não se rejeite a hipótese de que o termo de erro é um ruído branco (BUENO, 2015).

A equação do teste Dickey-Fuller aumentando admite, mais frequentemente, três especificações:

$$\text{Sem intercepto:} \quad \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Com intercepto:} \quad \Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t;$$

$$\text{Com intercepto e tendência:} \quad \Delta y_t = \mu + \varphi t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

em que p é a ordem do processo autorregressivo.

Escolher a extensão da defasagem é uma questão empírica. Pode-se estimar diversos modelos com defasagens suficientes para que não haja autocorrelação, e escolher aquele que apresentar os menores valores para os critérios de Schwarz ou Akaike (BUENO, 2015).

3.3 COINTEGRAÇÃO

Existem casos em que duas ou mais variáveis não estacionárias mantêm uma consistente relação de equilíbrio de longo prazo, como se compartilhassem da mesma tendência, de modo que a regressão de uma contra as outras não é necessariamente espúria. Sem embargo, desvios de trajetória ocorrem no curto prazo, mas as perturbações se dissipam e o sistema recupera seu equilíbrio ao longo do tempo. Essa relação é chamada de cointegração.

De acordo com Greene (2008), variáveis não estacionárias normalmente são diferenciadas e em seguida modeladas conforme a metodologia Box-Jenkins ou como modelos de vetores autorregressivos irrestritos. Todavia, quando a relação de longo prazo existe, é ignorada por estes métodos. Nas últimas décadas, metodologias mais interessantes vêm sendo desenvolvidas para lidar com séries cointegradas. Johansen (2014) aponta que a teoria da cointegração recebeu muitas contribuições nos últimos trinta anos.

Engle e Granger (1987, p. 253) introduzem o seguinte conceito de cointegração: “*The components of the vector x_t are said to be co-integrated of order d, b , denoted $x_t \sim CI(d, b)$, if (i) all components of x_t are $I(d)$, (ii) there exists a vector ($\neq 0$) so that $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. The vector α is called co-integrating vector*”. Portanto, segundo Engle e Granger, para haver cointegração é necessário, antes de qualquer outra coisa, que todas as séries sejam integradas de mesma ordem. Satisfeita esta condição, se uma combinação linear entre as séries resultar em outra cuja ordem de integração seja inferior à das séries primárias, existe

cointegração entre as variáveis. No caso hipotético em que $d = b = 1$, cointegração significa que há um erro de equilíbrio $z_t \sim I(0)$ que raramente se afastará muito de zero. O erro de equilíbrio concilia o comportamento de curto prazo com o comportamento de longo prazo, como um mecanismo de correção de erros.

Tome o vetor \mathbf{x}_t de duas variáveis $I(1)$. Se existir um vetor não nulo de coeficientes $\boldsymbol{\beta} = [\tilde{\beta}_1 \quad \tilde{\beta}_2]'$, chamado de vetor de cointegração, que defina uma combinação linear estacionária entre as variáveis do vetor \mathbf{x}_t , as variáveis são cointegradas.

Bueno (2015, p. 242) expressa a relação de cointegração “normalizada” entre duas séries através da seguinte notação:

$$[x_{1t} \quad x_{2t}] \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} = x_{1t} + \beta_2 x_{2t} = 0.$$

O vetor de cointegração é dotado de significado econômico especial: expressa a relação de equilíbrio de longo prazo. Desde que as variáveis estejam na forma de logaritmos, os componentes do vetor representam as estimativas das elasticidades de longo prazo.

3.3.1 Vetor de Correção de Erros (VECM) e testes de cointegração de Johansen

Como advertem Engle e Granger (1987) e Enders (2004), usar o VAR irrestrito com as variáveis em diferença quando há cointegração configura erro de especificação. Por intuição, se uma relação verdadeira de longo prazo é ignorada, se estabelece o problema de omissão de variáveis. Como consequência, o verdadeiro processo estocástico não é corretamente representado. Enders (2004, p. 358) acrescenta: “*Hence, there is a substantial penalty to pay if you estimate a VAR in first differences when the data are actually cointegrated; differencing ‘throws away’ information contained in the cointegrating relationship(s)*”.

Nessas circunstâncias, o modelo de vetores autorregressivos deve ser especificado sob a representação de vetor de correção de erros. Para Bueno (2015), enquanto o VAR irrestrito é considerado atóxico e possui parâmetros de difícil interpretação, o VECM é dotado de significado econômico porque possui componentes de curto e de longo prazo, e na teoria econômica se busca explicar por que se formam essas relações. O equilíbrio de longo prazo é inerente às relações entre algumas variáveis econômicas, mas sofre perturbações o tempo todo; as forças de mercado são responsáveis por fazer os ajustes e devolver o equilíbrio. Segundo

Johansen (2017), sua metodologia modela as relações de longo prazo, chamadas de relações de cointegração, mas também o ajuste para o equilíbrio, que mimetiza as forças de mercado.

De acordo com Johansen (1988), o modelo VECM pode ser formulado como:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \Phi D_i + \mu + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T), \quad (7)$$

em que D_i são dummies sazonais, ortogonais ao termo constante, ε_t é um vetor p -dimensional de erros gaussianos de média zero e matriz de variâncias Λ . As matrizes Γ_i , Φ e μ contêm parâmetros.

A matriz $\Pi = \alpha\beta'$ guarda as informações sobre o relacionamento de longo prazo entre as variáveis. β corresponde ao vetor de cointegração, e α é um vetor de parâmetros da velocidade de ajustamento. Quanto maior α , mais rápido os desequilíbrios são corrigidos e o modelo é conduzido em direção ao seu equilíbrio de longo prazo.

O número de vetores de cointegração, denominado *rank* de cointegração, é dado pelo posto da matriz Π . Em um sistema onde há n variáveis endógenas não estacionárias, deve haver no máximo $r = n - 1$ vetores de cointegração. Enders (2004) elenca quatro possibilidades:

- (i) $r = 0$: não há cointegração;
- (ii) $r = 1$: há apenas um vetor de cointegração;
- (iii) $1 < r < n$: há múltiplos vetores de cointegração; e
- (iv) $r = n$: todas as séries são estacionárias.

Johansen (1988, 1991, apud Bueno 2015) propõe um procedimento baseado em estimação de máxima verossimilhança[†] para estimar os vetores e identificar o *rank* de cointegração através de dois testes. O primeiro teste é do traço, cuja hipótese nula é a existência de r^* vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa $r > r^*$. A estatística de teste do traço é dada por:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (8)$$

em que $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores da matriz Π .

[†] Para uma descrição detalhada do procedimento de estimação de máxima verossimilhança, veja Johansen (1988, 1991), Johansen e Juselius (1990) e Bueno (2015).

O segundo teste é o de máximo autovalor, cuja estatística de teste é dada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (9)$$

A hipótese nula do teste é a existência de r^* vetores de cointegração; a hipótese alternativa é a existência de $r^* + 1$ vetores de cointegração.

3.3.2 Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS)

Saikkonen (1991) propôs um método específico para estimar equações de cointegração. Conhecido por Mínimos Quadrados Dinâmicos (DOLS), seus estimadores eliminam o problema de *feedback* no sistema de cointegração, controlando a endogeneidade, e são assintoticamente eficientes. O método consiste em efetuar uma regressão padrão de MQO incluindo valores passados (*lags*) e futuros (*leads*) de Δx_{it} como regressores adicionais.

O modelo DOLS pode ser formulado da seguinte maneira:

$$y_t = x'_{it}\beta_i + D'_{it}\gamma_i + \sum_{j=-q}^r \Delta x'_{i,t+j}\varphi_i + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que q e r são a extensão de *lags* e *leads*, respectivamente. O modelo admite inserção de variáveis determinísticas (D'_{it}), como *dummies* sazonais, por exemplo. À medida que $T \rightarrow \infty$, $r \rightarrow \infty$. A estimação do método DOLS requer que as variáveis sejam integradas de primeira ordem, e que x e y sejam cointegradas (BLANCO; PRIEGER; GU, 2015). Kao e Chiang (2000) demonstraram que o método os estimadores DOLS tem melhor desempenho que os estimadores OLS e FMOLS, e que a adição de *leads* e *lags* reduz significativamente o viés dos estimadores.

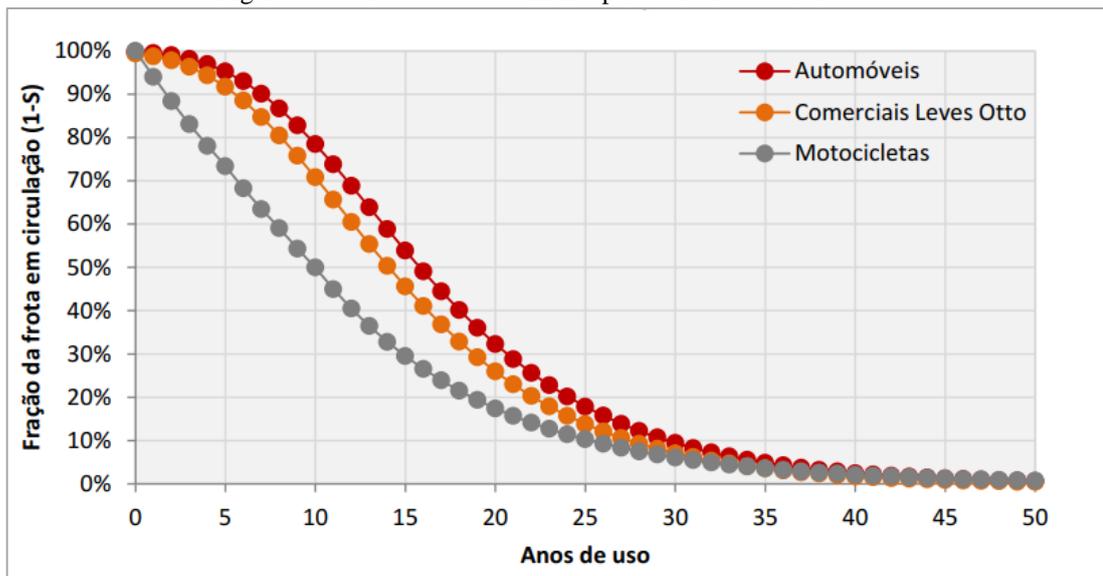
3.4 MÉTODO DE ESTIMAÇÃO DA FROTA DE VEÍCULOS

A aplicação do modelo teórico dado pela equação (3) requer uma série temporal da participação dos veículos flex-fuel na frota total do ciclo-Otto. Face à indisponibilidade de tal série em periodicidade mensal, optou-se por estimá-la a partir de alguma técnica disponível na literatura. O método escolhido é o mesmo utilizado pelo Ministério do Meio Ambiente (2011) e consiste na aplicação de uma curva de sucateamento (Figura 9) ao volume de vendas de veículos novos. Considere a equação:

$$F_{c,t} = \sum_{t=0}^t V_{c,t}(1 - S_t), \quad (11)$$

onde $F_{c,t}$ é a frota de veículos tipo c no tempo t , $V_{c,t}$ é o número de licenciamentos de veículos de categoria c no tempo t , e $1 - S_t$ é a fração de veículos tipo c de idade t ainda não sucateados.

Figura 9 – Curvas de sucateamento para veículos do ciclo-Otto.



Fonte: Ministério do Meio Ambiente (2011).

Conforme o Ministério do Meio Ambiente (2011), a curva de sucateamento é uma função do tipo Gompertz, dada por:

$$S_t = \exp[-\exp(a - bt)] \quad (12)$$

onde a é 1,798 para automóveis e 1,618 para comerciais leves do ciclo-Otto, e b é -0,137 para automóveis e -0,141 para comerciais leves do ciclo-Otto. t é a idade do veículo, em anos.

3.5 FONTE DOS DADOS

A presente pesquisa emprega conjuntos de séries temporais, que consistem em observações de variáveis dispostas ao longo do tempo, em ordem cronológica. A base de dados compreende o período de julho de 1994 a março de 2018. A disponibilidade de dados permitiria estender a amostra a até janeiro de 1991; no entanto, optou-se por utilizar somente os dados a partir do controle da inflação, pelo Plano Real.

O consumo aparente de gasolina pura, ou gasolina A, medido em milhares de barris consumidos por dia, representa a *proxy* da demanda agregada de gasolina. Essa série corresponde à produção doméstica acrescida das importações e diminuída das exportações. É calculada a partir de dados da ANP, em periodicidade mensal, e a coleta pode ser feita no site do Ipeadata ou do Bacen. Existem dados sobre a venda de gasolina comum no site da ANP, mas a série começa somente a partir de 2000 e os modelos não se ajustaram a esses dados, possivelmente devido à redução substancial da amostra. Além disso, a série baseia-se em dados que as distribuidoras de combustíveis declaram à ANP – sujeitas, portanto, a omissões.

A gasolina comum, ou gasolina C, produto efetivamente vendido nos postos de combustíveis, é composta de gasolina pura e etanol anidro[†], cujo percentual de mistura variou ao longo do tempo. Para absorver o efeito dessas alterações e tornar o consumo aparente de gasolina pura uma *proxy* mais verossímil da demanda agregada de gasolina comum, adicionou-se como regressor o percentual de mistura de etanol anidro. A cronologia das alterações da mistura carburante foi obtida no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Na análise de regressão, a variável de controle será denominada *mistura*.

Os preços da gasolina C e do etanol hidratado são representados pelos valores médios de venda no varejo, em R\$/L. De julho de 2001 a março de 2018, a fonte dos dados referentes aos preços dos combustíveis é a ANP, e a periodicidade é mensal. As séries de preços dos combustíveis anteriores a julho de 2001 foram construídas com encadeamentos retrocessivos de suas variações percentuais mensais, calculadas pelo IBGE e disponibilizadas no site do Bacen, partindo do dado de julho de 2001. A fórmula de cálculo dos preços, onde i_t representa a variação do preço do combustível no mês t , é dada por:

$$p_{t-1} = \frac{p_t}{1 + i_t} \quad p_{t-2} = \frac{p_{t-1}}{(1 + i_{t-1})} \quad \dots \quad p_{t-n} = \frac{p_{t-n+1}}{(1 + i_{t-n+1})}$$

A *proxy* correspondente à renda é a Estimativa do Produto Interno Bruto, medida em milhões de R\$. A fonte é o Banco Central do Brasil, e a periodicidade dos dados é mensal.

Para estimação das frotas de veículos a gasolina, etanol e flex-fuel, precisou-se da quantidade de licenciamentos de automóveis e comerciais leves, por tipo de combustível. Para o período de 1957 a 2003, a Anfavea disponibiliza dois tipos de séries: dados anuais de licenciamentos por tipo de veículo e tipo de combustível, no Anuário da Indústria

[†] Não disponível para venda nos postos de combustíveis, o etanol anidro é composto de 99,6% de álcool. Não deve ser confundido com o etanol hidratado, produto efetivamente vendido nos postos, cujo teor alcoólico é de aproximadamente 95%. O etanol anidro aditiva a gasolina, enquanto o etanol hidratado é um produto substituto.

Automobilística Brasileira 2018 (ANFAVEA, 2018a), e quantidade de licenciamentos mensais, por tipo de veículo. Para o ano de 2003, os dados de licenciamentos são mensais e a fonte é o Anuário da Distribuição de Veículos Automotores do Brasil (FENABRAVE, 2004). De 2004 a 2010, os dados são mensais e foram obtidos nas Cartas da Anfavea de n. 236, n. 248, n. 260, n. 272, n. 296 e n. 308 (ANFAVEA, 2006, 2007, 2008, 2009, 2011, 2012). De 2011 a 2018, os dados são mensais e as fontes são estatísticas disponibilizadas no site da Anfavea (2018b).

As séries expressas em unidades monetárias foram trazidas a valores constantes de março de 2018, pelo índice IGP-DI (FGV). Todas as séries temporais foram logaritmizadas, com exceção da participação da frota de veículos flex-fuel. A Tabela 2 sumariza as variáveis utilizadas na pesquisa.

Tabela 2 – Sumarização das variáveis utilizadas na pesquisa.

Variável	Fonte	Unidade de medida	Representação nos modelos
Consumo aparente de gasolina A	ANP (Ipeadata)	Milhares de barris/dia	<i>ln_cons</i>
Preço da gasolina comum	1994 a 2001: IBGE (Bacen); 2001 a 2018: ANP.	R\$	<i>ln_pgas</i>
Preço do etanol hidratado		R\$	<i>ln_peta</i>
Estimativa do Produto Interno Bruto	Bacen	Milhões de R\$	<i>ln_renda</i>
Licenciamentos de automóveis e comerciais leves	Anfavea e Fenabreve	Unidades	-
Frota	Estimativas da pesquisa, a partir dos dados de licenciamentos	Unidades	<i>ln_frota</i>
Participação de veículos flex-fuel na frota do ciclo-Otto		%	<i>flex</i>
Percentual de mistura de etanol anidro na gasolina C	Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento	%	<i>mistura</i>
IGP-DI	FGV (Ipeadata)	Índice de base 100	-

Nota: Ponto de coleta apresentado entre parênteses para dados não localizados nos sítios de suas fontes originais. Fonte: Elaborado pelo autor.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

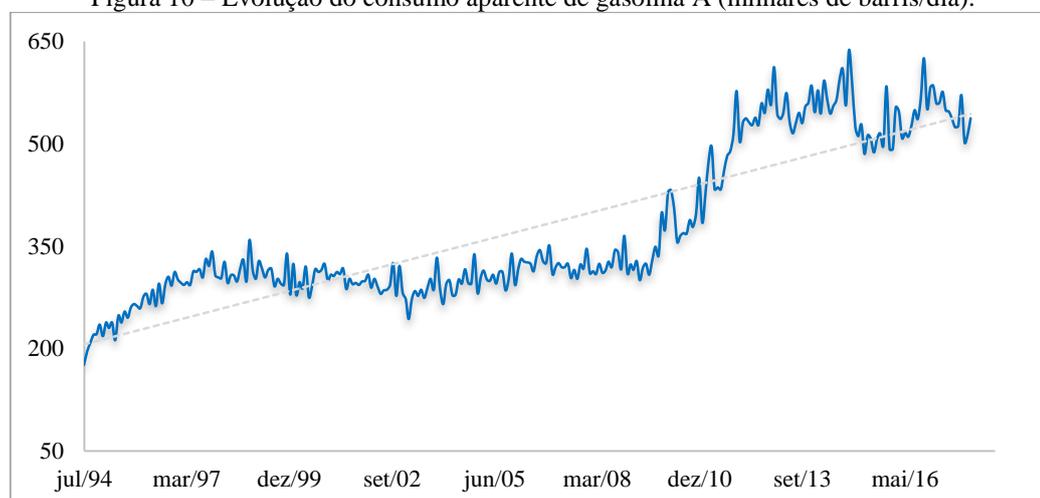
Este capítulo apresenta os resultados da pesquisa divididos em três partes, iniciando pela análise de evolução e de integração das variáveis. O tópico subsequente investiga a existência de cointegração entre as séries, procedimento necessário para evitar regressões espúrias, e estima elasticidades constantes para comparação com estudos anteriores. A terceira parte estima as trajetórias temporais das elasticidades da demanda de gasolina na forma de função da participação dos veículos flex-fuel.

4.1 EVOLUÇÃO E ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Anteriormente, discutiu-se por que é imperativo analisar a evolução e a ordem de integração das variáveis em estudos de séries temporais. Esse tópico se ocupa desse tema, com emprego de métodos informais e do teste Dickey-Fuller aumentado, tomando como ponto de partida a análise gráfica e as taxas de crescimento das séries temporais.

A Figura 10 mostra a evolução do consumo aparente de gasolina no Brasil. De 1997 a 2008, a demanda manteve-se estável em torno de 300 mil barris diários. A frota de veículos e a economia cresceram nesse período, mas a concorrência com o etanol hidratado também se intensificou, devido ao advento do veículo bicomcombustível e a relação de preços em favor do etanol. De 2009 a 2014, observou-se ritmo mais acentuado de aumento do consumo, provocado pela combinação entre a acentuação do crescimento da frota, a manutenção do crescimento econômico e a relação de preços que deixou de desfavorecer a gasolina.

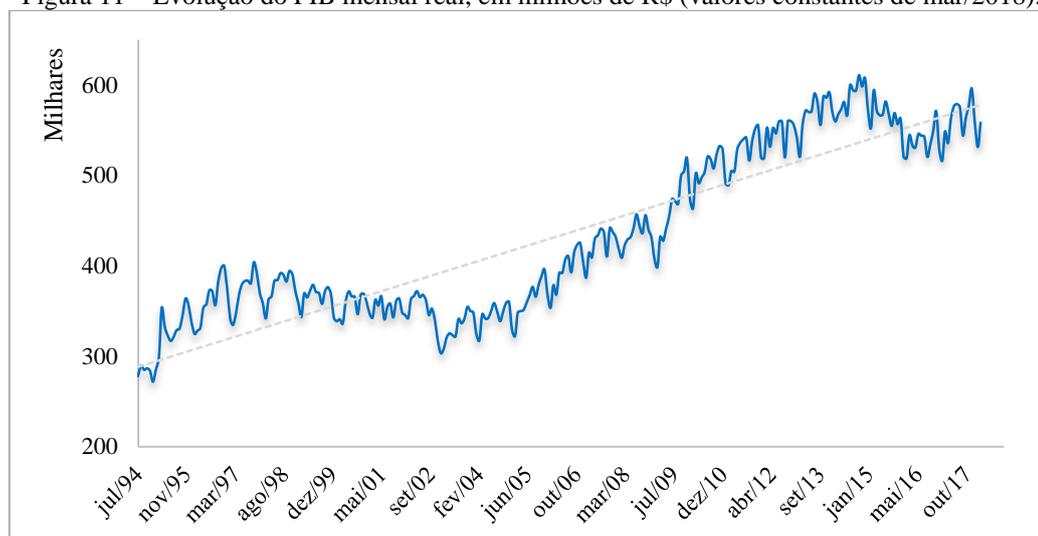
Figura 10 – Evolução do consumo aparente de gasolina A (milhares de barris/dia).



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados coletados no Ipeadata.

Na década de 2000, a economia brasileira encetou uma sustentada trajetória de crescimento, em que a taxa média anual foi de 3,74% (IBGE, 2018). Roque (2015a, 2015b) liga essa expansão à queda do dólar e à surpreendente ortodoxia na condução das políticas fiscal e monetária do período, atribuindo papel secundário à demanda chinesa por *commodities* brasileiras – embora esta seja apontada por algumas correntes de pensamento como uma das principais causas do crescimento econômico brasileiro da década de 2000. A Figura 11 apresenta a evolução do PIB mensal real.

Figura 11 – Evolução do PIB mensal real, em milhões de R\$ (valores constantes de mar/2018).



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados do Bacen.

Quando esse ciclo chegou ao fim, entretanto, a queda da renda real do país também foi expressiva. Segundo o IBGE (2018), a economia brasileira encolheu cerca de 7%, somente no biênio 2015/2016. Pessoa (2015) atribui a reversão da tendência e o recente período recessivo principalmente à “nova matriz econômica”, como ficou conhecido o conjunto de políticas econômicas heterodoxas adotadas pelo governo a partir da crise de 2008 – abandonando a ortodoxia. Em sua narrativa, foram políticas oriundas de agenda desenvolvimentista (genericamente, expansão fiscal e excesso de intervencionismo) que construíram os desequilíbrios macroeconômicos que a economia brasileira vêm enfrentando. Sob uma perspectiva liberal, Roque (2015a) estabelece uma discussão sobre o tema e dispõe, em ordem cronológica, os principais eventos que caracterizaram a “nova matriz econômica”.

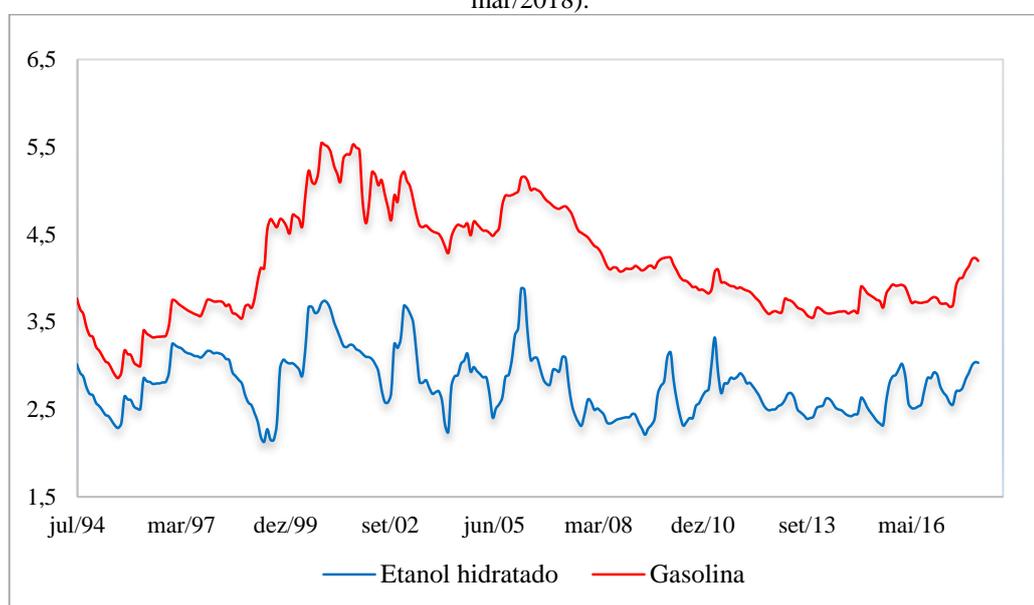
A Figura 12 exibe a evolução dos preços reais da gasolina e do etanol hidratado. É digna de nota a maior volatilidade a partir de 1999, resultante, em parte, da desregulamentação dos preços dos combustíveis. O preço do etanol hidratado foi liberado em 1º de fevereiro de 1999, conforme Portaria MF nº 275, de 16 de outubro de 1998, e o preço da gasolina deixou de ser

formalmente controlado pelo governo a partir de 1º de janeiro de 2002, nos termos das leis 9.478, de 6 de agosto de 1997 e 9.990, de 21 de julho de 2000.

Não obstante a desregulamentação, o preço do etanol hidratado manteve-se fortemente correlacionado ao da gasolina. Segundo Nappo (2007, p. 52):

(...) mesmo após a desregulamentação do mercado de álcool em 1999, as trajetórias de preços dos dois combustíveis continuaram bastante semelhantes, com o preço do álcool hidratado, de certa maneira, acompanhando o preço da gasolina. A maior volatilidade dos preços do álcool, naturalmente, se deve a sazonalidade de sua oferta, regida pelo ciclo de produção agrícola da cana-de-açúcar.

Figura 12 – Evolução dos preços reais da gasolina e do etanol hidratado, em R\$/L (valores constantes de mar/2018).



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de dados da ANP e do IBGE.

O teste de causalidade bilateral de Granger (1969), aplicado sobre os logaritmos dos preços reais da gasolina comum e do etanol hidratado, corrobora a narrativa de Nappo (2007). Os resultados, apresentados na Tabela 3, sugerem que o preço da gasolina comum exerce influência no preço do etanol hidratado, enquanto o contrário não é verdadeiro – embora o etanol anidro seja componente da gasolina comum. Em razão da forte dependência em relação ao preço da gasolina, o preço do etanol hidratado será considerado variável endógena.

Tabela 3 – Teste de causalidade bilateral de Granger entre os preços logaritmizados dos combustíveis.

Hipótese	Estatística-F	P-valor	Decisão
\ln_peta não "Granger-causa" \ln_pgas	1,13	0,34	Hipótese não rejeitada
\ln_pgas não "Granger-causa" \ln_peta	3,65	0,00	Hipótese rejeitada

Nota: Teste executado com 8 lags, com base no critério de informação de Akaike. Fonte: Resultados da pesquisa.

Na década atual, a administração (represamento) de preços tornou-se uma das principais políticas de controle da inflação (um dos instrumentos da “nova matriz econômica”) e, considerando o elevado *market-share* da Petrobras[†], a gasolina naturalmente estava no rol de itens cujos preços eram controlados. Isso explica parcialmente a menor volatilidade dos preços a partir de 2011.

A outra parte da explicação possivelmente encontra-se na menor volatilidade da própria cotação internacional do petróleo. A partir de dados do FMI/IFS (2018), calcula-se a cotação média de US\$ 52 para o período de 2000 a 2010, com desvio-padrão de US\$ 26 e coeficiente de variação de 50%. Já para o período de 2011 a 2016, a cotação média foi de US\$ 83, com desvio-padrão de US\$ 28 e coeficiente de variação de 33%, variabilidade um terço menor.

A Tabela 4 apresenta as taxas de crescimento, a média e o desvio-padrão das variáveis. O PIB real se expandiu à taxa geométrica mensal de 0,23%, refletindo o processo de crescimento da economia brasileira, e a frota de veículos que utilizam gasolina cresceu cerca de 0,56% ao mês. Como resultado, o consumo aparente de gasolina apresentou taxa geométrica de crescimento de 0,31% ao mês. As taxas de variação dos preços reais da gasolina e do etanol hidratado, por outro lado, mostraram-se estatisticamente nulas, em função de sua variabilidade sem definição inequívoca de tendência.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas básicas.

Variável	Média	Desvio-padrão	Crescimento (% ao mês)
(a) Consumo aparente de gasolina (milhares de barris/dia)	375	113	0,31***
(b) Preço real da gasolina (R\$/L)	4,14	0,61	0,00
(c) Preço real do etanol hidratado (R\$/L)	2,79	0,35	0,04
(d) Frota de veículos a gasolina e flex-fuel (milhares)	20568	9106	0,56***
(e) Produto interno bruto real (R\$ milhões)	433051	93477	0,23***

Notas: ***Significativo a 1%. O modelo log-lin de estimação de taxas de variação é dado por $\ln x = \beta_0 + \beta_1 t$, onde a taxa de variação é igual a $[\exp(\beta_1) - 1] \times 100$. Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados do teste Dickey-Fuller aumentado são apresentados na Tabela 5. A extensão de defasagem de cada equação foi definida com base no critério de informação de Akaike, condicionado à ausência de autocorrelação nos resíduos. As especificações foram definidas com base no teste *F*, como propôs Enders (2004), exceto para as variáveis que apresentaram estatísticas de teste positivas, motivando a inserção de *drifts* em suas equações[‡].

[†] Em 2016, essa fatia ainda era de 90% (PETROBRAS, 2018).

[‡] A especificação da equação de teste pode estar equivocada se a estatística de teste não apresentar sinal negativo, pois $\delta = (\rho - 1)$ e $-1 \leq \rho \leq 1$.

Tabela 5 – Resultados dos testes Dickey-Fuller aumentado.

Variável	Especificação da equação	τ	Valores críticos (τ)			Lags
			1%	5%	10%	
<i>ln_cons</i>	$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-0,93	-3,45	-2,87	-2,57	12
$\Delta \ln_cons$	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-4,66	-2,57	-1,94	-1,62	11
<i>ln_pgas</i>	$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-2,53	-3,45	-2,87	-2,57	9
$\Delta \ln_pgas$	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-4,79	-2,57	-1,94	-1,62	8
<i>ln_peta</i>	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-0,14	-2,57	-1,94	-1,62	7
$\Delta \ln_peta$	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-8,84	-2,57	-1,94	-1,62	6
<i>ln_frota</i>	$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-0,97	-3,45	-2,87	-2,57	15
$\Delta \ln_frota$	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-2,35	-2,57	-1,94	-1,62	14
<i>ln_renda</i>	$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-0,49	-3,45	-2,87	-2,57	15
$\Delta \ln_renda$	$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	-3,75	-2,57	-1,94	-1,62	14

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os testes de estacionariedade desta seção foram conduzidos com 5% de significância estatística. A hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma das variáveis em nível porque as estatísticas de teste não excederam os valores críticos correspondentes. Esses resultados preconizam a conclusão em favor da existência de raízes unitárias. A hipótese da existência de raízes unitárias nas séries diferenciadas, por outro lado, pode ser rejeitada, em favor da hipótese alternativa, da estacionariedade. Portanto, assume-se que todas as séries são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença; isto é, $I(1)$.

4.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E MODELO VECM

Esta seção exibe os resultados dos testes de cointegração e estimativas para as elasticidades de curto e longo prazos. Os procedimentos desta seção foram conduzidos sob uma abordagem mais conservadora, em linha com a literatura nacional, que arrola apenas consumo, preços e renda como variáveis, para permitir comparação direta com estudos anteriores.

A primeira etapa do procedimento consiste em definir a extensão ótima de defasagem a ser empregada nos testes de cointegração e no VAR. Para isso, estimou-se modelos de vetores autorregressivos irrestritos com até oito defasagens, cujos critérios de informação de Akaike Schwarz e Hannan-Quin são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Critérios de informação para o VAR com p defasagens.

Defasagens	Akaike	Schwarz	Hannan-Quin
0	-5,016	-4,964	-4,995
1	-14,570	-14,308	-14,465
2	-15,065	-14,594*	-14,876
3	-15,267	-14,586	-14,994
4	-15,384	-14,495	-15,027*
5	-15,422	-14,323	-14,981
6	-15,421	-14,113	-14,896
7	-15,623	-14,106	-15,014
8	-15,694*	-13,967	-15,001

Notas: *indica a extensão preferida da defasagem com base no critério de informação. Fonte: Resultados da pesquisa.

Os critérios de informação divergem sobre a escolha da extensão ótima de defasagem. O critério de Akaike recomenda a utilização de oito defasagens, enquanto o critério de Schwarz sugere empregar apenas duas e o de Hannan-Quin quatro. Considerando o tamanho da amostra, optou-se pelo valor intermediário, isto é, quatro *lags* – o que não representa prejuízo considerável aos valores críticos das estatísticas de testes, e pode contribuir para o ajustamento da regressão. Duas defasagens podem não representar satisfatoriamente a relação dinâmica entre as variáveis. Oito defasagens, por sua vez, poderiam comprometer a eficiência do modelo em duas frentes: (1) perda de graus de liberdade; (2) introdução de problemas relacionados à multicolinearidade. Em regressão VAR, empregar mais defasagens do que o necessário configura erro de especificação (GUJARATI; PORTER, 2011).

A especificação preferida para a condução dos testes de cointegração é a que contém tendência no vetor de cointegração, conforme sugestão do critério de Akaike. Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor, conduzidos com 5% de significância estatística, são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Testes do traço e do máximo autovalor.

Rank de cointegração (H_0)	$\lambda_{traço}$	Valor crítico a 5%	$\lambda_{máx}$	Valor crítico a 5%
Nenhum vetor	70,44	63,88	33,08	32,12
No máximo um vetor	37,36	42,92	18,99	25,82
No máximo dois vetores	18,36	25,87	13,55	19,39
No máximo três vetores	4,81	12,52	4,81	12,52

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ambos os testes recomendam a mesma conclusão. Para *rank* igual a zero, as estatísticas do traço e do máximo autovalor excedem seus respectivos valores críticos, logo, a hipótese de

inexistência de cointegração pode ser rejeitada. Ao mesmo nível de significância, não se rejeita a hipótese de existir no máximo um vetor de cointegração (*rank* igual a um). Portanto, as variáveis são cointegradas e guardam entre si relação de equilíbrio a longo prazo, de modo que a regressão de uma contra as outras não é necessariamente espúria.

O modelo VECM foi estimado sob a mesma especificação dos testes de cointegração, isto é, com quatro defasagens, e tendência no vetor de cointegração. Os resultados da estimação do vetor normalizado de cointegração são apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Resultados do VECM.

Vetor normalizado de cointegração					
<i>ln_cons</i>	<i>Intercepto</i>	<i>ln_pgas</i>	<i>ln_peta</i>	<i>ln_renda</i>	<i>Tendência</i>
1	2,089	0,842***	-1,405***	-0,574**	-0,0021***
		(0,192)	(0,212)	(0,279)	(0,0007)
Vetor de correção de erros					
Variável	Coeficiente		Desvio-padrão		
u_{t-1}	-0,099***		0,030		
$\Delta \ln_{cons}_{t-1}$	-0,732***		0,078		
$\Delta \ln_{cons}_{t-2}$	-0,335***		0,077		
$\Delta \ln_{pgas}_{t-1}$	-0,508***		0,152		
$\Delta \ln_{peta}_{t-1}$	0,285***		0,103		
$\Delta \ln_{renda}_{t-1}$	0,184**		0,084		

Notas: *** e ** indicam significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. Desvio-padrão entre parênteses no vetor de cointegração. Os desvios-padrão do vetor de correção de erros foram corrigidos pela matriz de covariâncias de longo prazo de Newey e West (1988, 1994), devido a detecção de heterocedasticidade nos resíduos. Não há evidências de autocorrelação de primeira ordem ou não normalidade nos resíduos, conforme Anexo 1. Fonte: Resultados da pesquisa.

Os sinais dos coeficientes do vetor de cointegração são estatisticamente significativos e estão de acordo com os pressupostos teóricos – exceto o da tendência, com sinal oposto ao esperado. As elasticidades preço e preço cruzada de longo prazo foram estimadas em -0,842 e 1,405, respectivamente, e a elasticidade-renda de longo prazo em 0,574. Porém, essas estimativas podem ser viesadas: a elasticidade-renda e a elasticidade-tempo porque o PIB e o tempo correlacionam-se com a frota (variável omitida), e as elasticidades-preço porque atribuem valores constantes a parâmetros que podem ter variado expressivamente ao longo do tempo.

A Tabela 8 apresenta também os resultados de vetor de correção de erros; isto é, os componentes de curto prazo. Todos os coeficientes de curto prazo apresentaram sinais de acordo com as expectativas. Tomando as variáveis defasadas em um período como instrumentos de seus valores contemporâneos (o que elimina o viés da endogeneidade), a

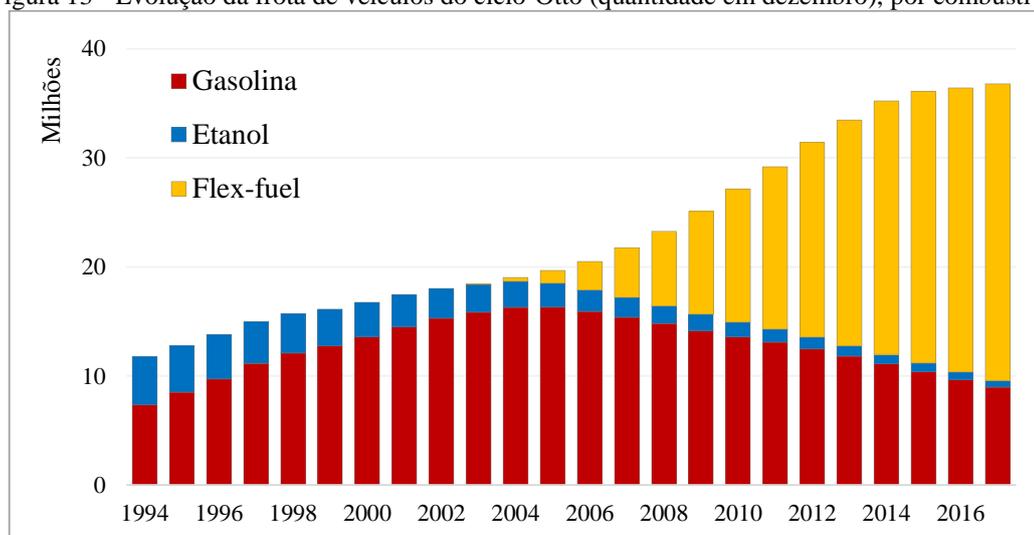
elasticidade-preço de curto prazo foi estimada em $-0,508$, a elasticidade-preço cruzada em $0,285$ e a elasticidade-renda em $0,184$. Nota-se que a elasticidade-preço cruzada é menor do que a elasticidade-preço no curto prazo, mas maior no longo prazo. Pode-se sugerir que os indivíduos esperam para ver se a mudança nos preços relativos é permanente para trocar de combustível. De todo modo, os resultados confirmam que os impactos de mudanças de preços relativos são muito mais expressivos no longo prazo.

A magnitude das estimativas é muito maior do que nos resultados de Burnquist e Bacchi (2002), Alves e Bueno (2003) e Roppa (2005). Pode-se afirmar que o veículo flex-fuel tornou a demanda agregada de gasolina muito mais sensível a variações dos preços dos combustíveis. Não se deve perder de vista, porém, que o ajuste para o equilíbrio de longo prazo avançou devagar: de acordo com o coeficiente do mecanismo de correção de erros, menos de 10% dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são corrigidos em um mês.

4.3 EVOLUÇÃO DAS ELASTICIDADES DA DEMANDA

Este tópico apresenta os resultados de uma abordagem alternativa, que busca estimar o impacto marginal da participação dos veículos flex-fuel na frota total do ciclo-Otto nas elasticidades da demanda de gasolina, através da interação dessa variável com o preço de cada combustível. Naturalmente, a etapa inicial do processo consiste na estimação das frotas de veículos a etanol, gasolina e flex-fuel, cujos resultados são apresentados na Figura 13[†].

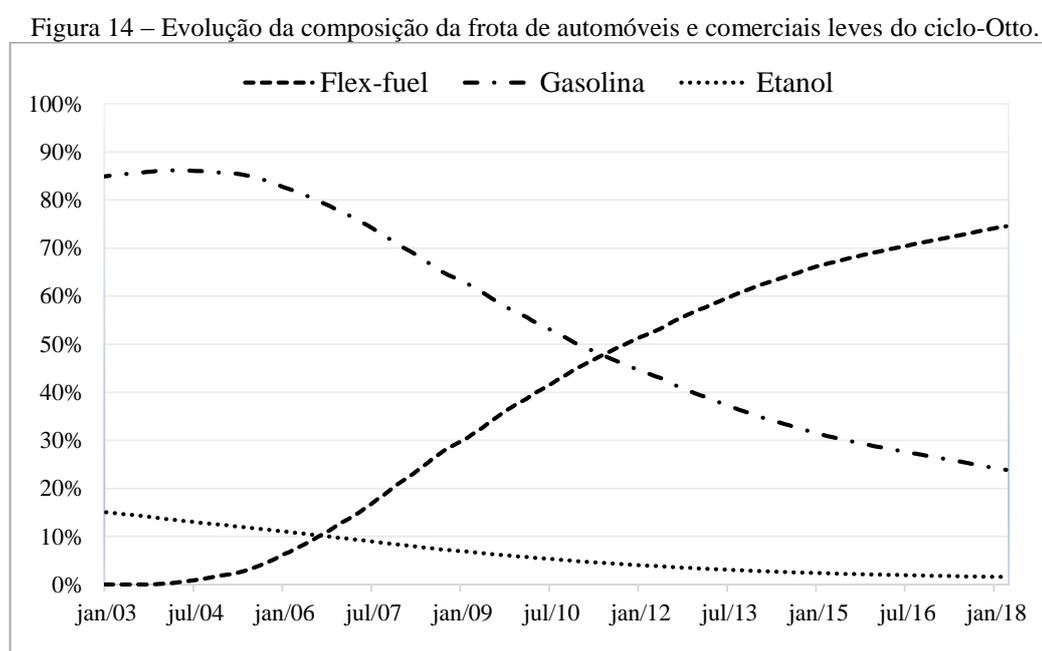
Figura 13 - Evolução da frota de veículos do ciclo-Otto (quantidade em dezembro), por combustível.



Fonte: Estimativas do autor, com base em dados da Anfavea e Fenabrave.

[†] Veículos das demais matrizes, como diesel e GNV, não integram o ciclo-Otto e não foram computados.

A frota de veículos do ciclo-Otto aumentou expressivamente, com destaque para a ascensão da frota flex-fuel, que cresceu aproximadamente 3,5% ao mês. Segundo as estimativas da pesquisa, essa matriz tornou-se mais de 50% do total da frota do ciclo-Otto a partir de novembro de 2011, e sua participação continuou crescendo, gradativamente. Em dezembro de 2017, circulavam aproximadamente 27 milhões e 224 mil veículos bicompostíveis[†], entre automóveis e comerciais leves, cerca de três quartos do total da frota do ciclo-Otto. A Figura 14 apresenta a evolução da composição da frota de automóveis e comerciais leves do ciclo-Otto, por tipo de motorização.



Fonte: Estimativas do autor, com base em dados da Anfavea e Fenabrave.

Antes de proceder novas regressões, é necessário verificar se a hipótese de cointegração se mantém sob a nova especificação. Os procedimentos de Johansen mostraram resultados muito instáveis e pouco proveitosos para esse novo conjunto de dados, possivelmente resultante da inclusão das novas variáveis. O teste do traço apontou quatro vetores, enquanto o de máximo autovalor indicou três – em condições ideais de identificação, haveria no máximo um vetor. Segundo Greene (2008, p. 759), quando o *rank* de cointegração excede a unidade, “*then without out-of-sample, exact information, it is not possible to estimate behavioral relationships as cointegrating vectors*”.

[†] Estimativa próxima à de Sindipeças/Abipeças (2018). De acordo com o órgão, a frota total em 2017, com todas as categorias incluídas, era de 43.171.420 unidades, das quais 62,7% eram bicompostíveis. Por dedução, a instituição deve ter estimado que, em 2017, pouco mais de 27 milhões de veículos flex-fuel circulavam pelo país.

Um meio alternativo de testar a existência de cointegração advém da definição estrita de cointegração, proposta por Engle e Granger (1987); isto é, testar se a combinação linear de variáveis não estacionárias produz uma série estacionária (conhecido por teste de cointegração de Engle e Granger). Para tal, executou-se uma regressão de mínimos quadrados ordinários com as variáveis em nível seguindo o modelo teórico da equação (3), somado a uma tendência linear (trata-se, na verdade, da regressão OLS-IV, cujos *outputs* figuram no Quadro 1), e os resíduos foram submetidos ao teste Dickey-Fuller aumentado, conforme Tabela 9.

Tabela 9 – Testes de cointegração de Engle e Granger e Phillips e Ouliaris.

Teste	Especificação da equação	τ	Valor crítico a 5%
Engle e Granger	$\Delta u_t = \delta u_{t-1} + \varepsilon_t$	-4,93	-4,78
Phillips e Ouliaris		-13,07	-5,03

Notas: Para o teste de Engle e Granger, o valor crítico foi calculado pelo autor para o tamanho da amostra, seguindo o tabelamento de MacKinnon (2010). Para o teste Phillips-Ouliaris, o valor crítico foi obtido em Phillips e Ouliaris (1990). Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste de Engle e Granger empregou dois *lags* – acatando MacKinnon (2010), que recomenda inserir *lags* suficientes para eliminar autocorrelação. Adicionalmente, aplicou-se o teste de cointegração de Phillips e Ouliaris (1990), semelhante ao teste de Engle-Granger. Segundo MacKinnon (2010), a diferença é que o teste de Phillips e Ouliaris é executado sem defasagem e admite a presença de autocorrelação. Não obstante, ambos validam o mesmo resultado, conferindo robustez à conclusão: a estatística τ excedeu o valor crítico a 5% em termos absolutos, assim, o resíduo é estacionário e a hipótese de ausência de cointegração é rejeitada.

Dois modelos de regressão linear foram testados para estimar a equação (3). O primeiro, de mínimos quadrados ordinários com variáveis instrumentais (OLS-IV), toma os preços da gasolina e do etanol hidratado defasados em um período como instrumentos de seus valores contemporâneos, com intuito de eliminar o viés da endogeneidade.

O segundo modelo emprega a metodologia DOLS. Sua especificação tomou *ln_pgas*, *ln_peta*, *flex*ln_pgas* e *flex*ln_peta* por endógenas e *ln_renda*, *ln_frota*, tendência linear e *mistura* por exógenas. A regressão empregou sete *lags* e *leads* porque, em processo iterativo, verificou-se ser essa a extensão mínima necessária para expurgar a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, nesse conjunto particular de dados. Inserir mais *leads* e *lags*, por outro lado, além de menos parcimonioso, poderia comprometer a eficiência dos estimadores devido ao elevado fator de inflação da variância de *flex*ln_pgas* e *flex*ln_peta*.

Os sinais das estimativas estão em concordância com os postulados teóricos. Comparando os dois modelos, verifica-se que o OLS-IV estimou menores elasticidades pré flex-fuel, enquanto o DOLS estimou impactos mais moderados da expansão da frota flex-fuel nas elasticidades. Essa discrepância de resultados deve-se à formulação do DOLS, que incorpora a dinâmica de curto prazo no sistema de cointegração através da inserção de *lags* e *leads* das variáveis endógenas em diferença.

Os resultados dos modelos estimados encontram-se sumarizados no Quadro 1:

Quadro 1 – Sumarização dos resultados dos modelos OLS-IV e DOLS.

Variável	OLS-IV	DOLS
<i>Intercepto</i>	-15,385*** (1,851)	-12,512*** (1,614)
<i>ln_pgas</i>	-0,395*** (0,092)	-0,428*** (0,057)
<i>ln_peta</i>	0,122 (0,078)	0,287*** (0,081)
<i>flex*ln_pgas</i>	-1,058*** (0,329)	-0,829** (0,340)
<i>flex*ln_peta</i>	1,621*** (0,437)	1,207** (0,479)
<i>ln_renda</i>	0,337*** (0,111)	0,399*** (0,096)
<i>ln_frota</i>	1,080*** (0,132)	0,840*** (0,119)
<i>tendência linear</i>	-0,0042*** (0,0009)	-0,0023*** (0,0008)
<i>mistura</i>	-0,723** (0,329)	-0,770*** (0,251)
$\overline{R^2}$	0,95	0,97
Durbin-Watson	1,22	1,85
Estatística <i>LM</i>	43,14	1,67
Jarque-Bera	6,96	0,07
<i>Obs</i> × R^2 (BPG)	10,10	68,05
Critério de Akaike	-2,65	-3,05

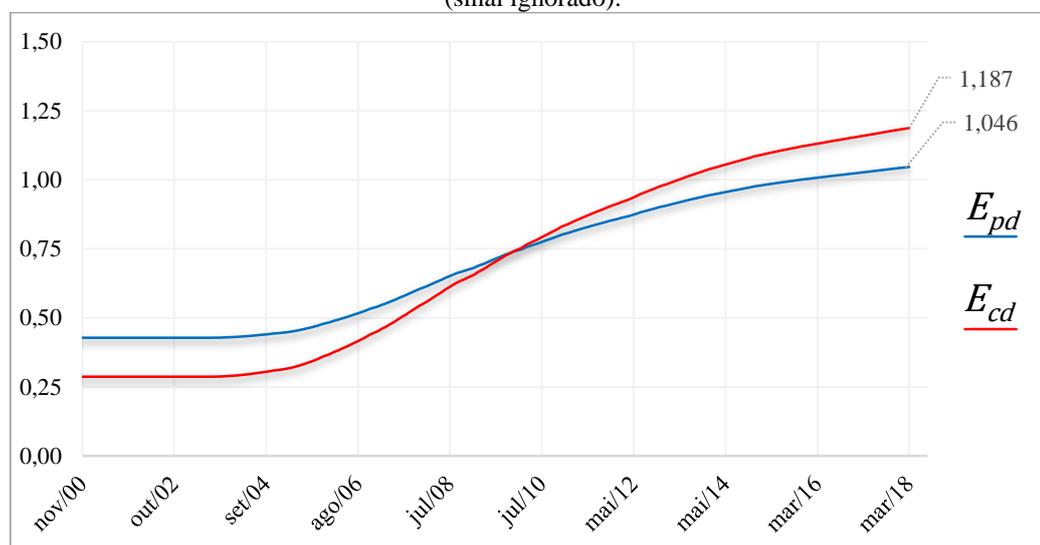
Notas: *** e ** indicam significância estatística aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. Erros-padrão (entre parênteses) robustos para autocorrelação e heterocedasticidade pela matriz de covariâncias de longo prazo de Newey e West (1988, 1994). Diagnóstico de resíduos disponíveis no Anexo 1. Fonte: Resultados da pesquisa.

A regressão DOLS foi escolhida para analisar a evolução das elasticidades porque apresentou a melhor combinação de propriedades estatísticas. Em primeiro lugar, e mais importante, o diagnóstico dos resíduos da regressão não evidenciou problemas de autocorrelação AR(1), heterocedasticidade ou não normalidade. Em segundo lugar, o DOLS apresentou o menor valor para o critério de informação de Akaike. Por último, esse modelo apresentou também, na figura do $\overline{R^2}$, um ajustamento mais elevado.

O coeficiente negativo da tendência linear pode ser explicado como resultado de ganhos de eficiência energética e do próprio recrudescimento do consumo de etanol hidratado no mercado doméstico após o surgimento do veículo flex-fuel. A elasticidade-renda de longo prazo da demanda foi estimada em 0,399. O resultado não surpreende: o valor positivo confirma que a gasolina não é um bem inferior, e a magnitude da elasticidade deve-se, provavelmente, ao caráter de essencialidade. A elasticidade-frota da demanda foi estimada em 0,840, indicando que aumentos da frota elevam o consumo quase nas mesmas proporções.

Para o período anterior à introdução de veículo flex-fuel, a elasticidade-preço de longo prazo foi estimada em aproximadamente -0,428 e a elasticidade-preço cruzada em 0,287, indicando baixa sensibilidade da demanda de gasolina em relação aos preços dos combustíveis até 2003. Inferências importantes podem ser realizadas em relação ao impacto marginal da evolução da matriz flex-fuel nas elasticidades de longo prazo. O aumento de 1% na taxa de participação dos veículos flex-fuel faz a elasticidade em relação ao preço da gasolina aumentar -0,00829 e a elasticidade em relação ao preço do etanol hidratado em 0,01207. A Figura 15 apresenta a trajetória temporal das elasticidades de longo prazo da demanda de gasolina.

Figura 15 – Estimativa da trajetória temporal das elasticidades preço e preço cruzada de longo prazo da demanda (sinal ignorado).



Fonte: Resultados da pesquisa.

A significância estatística dos parâmetros de inclinação diferencial leva à conclusão de que a expansão da frota flex-fuel tornou a demanda de gasolina mais sensível às variações nos preços dos combustíveis. Estima-se, para março de 2018, elasticidade-preço de -1,046 e elasticidade-preço cruzada de 1,187, correspondentes à participação dos veículos flex-fuel na frota do ciclo-Otto na ordem de 74,6%.

A elasticidade-renda é baixa e consideravelmente menor do que as elasticidades-preço contemporâneas. Pode-se sugerir que, atualmente, a variação do consumo de gasolina decorrente de oscilação do seu preço deve-se muito mais ao efeito substituição do que ao efeito renda. Em outros termos, a alteração do poder de compra real dada pela mudança do preço da gasolina tem impacto menor sobre a demanda do que a mudança dos preços relativos. Esse fenômeno se intensificou à medida que a participação dos veículos flex-fuel cresceu, e deve ainda intensificar-se um pouco mais, até que essa participação atinja seu limite assintótico.

Demonstrou-se, por fim, que alterações no percentual de etanol anidro na gasolina C têm efeito significativo sobre a demanda agregada de gasolina A. O coeficiente estimado de *mistura* revela que o aumento em 1% no percentual de mistura de etanol anidro na gasolina C reduz a demanda agregada de gasolina A em 0,77%, em média.

A explicação para este último resultado é que a gasolina C perde rendimento à medida que mais etanol anidro é acrescentado, implicando em elevação do seu consumo. Como uma espécie de efeito rebote, esse aumento da demanda de gasolina C naturalmente puxa o consumo de gasolina A para cima, compensando parcialmente aquela redução provocada pelo aumento do percentual de etanol anidro na gasolina C.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo caracterizou-se por uma investigação empírica sobre os efeitos da expansão da frota de veículos flex-fuel nas elasticidades-preço e preço cruzada da demanda de gasolina no Brasil.

Para responder a questão central, duas abordagens foram consideradas. A primeira delas estimou a função de demanda de gasolina sob uma perspectiva conservadora, permitindo comparação direta com estimativas de estudos anteriores à introdução do veículo flex-fuel. Nesta abordagem, as elasticidades preço e preço cruzada de longo prazo foram estimadas em constantes -0,842 e 1,405, respectivamente. Em curto prazo, as estimativas foram de -0,508 e 0,285. Em comparação com Alves e Bueno (2003), as mudanças foram bastante expressivas.

A segunda abordagem partiu de um modelo experimental, cuja regressão interagiu a evolução da participação da frota de veículos flex-fuel na frota do ciclo-Otto com os preços dos combustíveis. Essa tratativa discorreu sobre o tema não a partir de simples comparações com estudos anteriores, mas baseada em inferência estatística sobre parâmetros de regressão.

A busca pelo objetivo central proporcionou uma coleção de descobertas secundárias. Encontrou-se, por exemplo, a elasticidade-renda de longo prazo de aproximadamente 0,399 e a elasticidade-tempo de -0,0023. A primeira confirma que a sensibilidade da demanda em relação à renda é consideravelmente baixa, e a segunda demonstra que o consumo médio por veículo diminuiu lentamente ao longo do tempo, provavelmente resultado de avanços em eficiência energética e do acirramento da concorrência com o etanol hidratado.

Verificou-se também que cada incremento de 1% de etanol anidro na composição da gasolina comum reduziu a demanda agregada de gasolina pura em 0,77%, em média.

A pesquisa estimou as frotas de automóveis e comerciais leves do ciclo-Otto, um importante benefício adicional. Em dezembro de 2017, circulavam aproximadamente 27,2 milhões de veículos flex-fuel, quase nove milhões de veículos a gasolina e 597 mil unidades a etanol hidratado. De posse da evolução da frota, estimou-se a elasticidade-frota da demanda (0,840), eliminando assim o viés que a omissão dessa variável certamente impingia à elasticidade-renda e à elasticidade-tempo sob a abordagem conservadora.

Sem embargo, a principal vantagem do modelo experimental foi obter as trajetórias temporais das elasticidades-preço e preço cruzada de longo prazo da demanda de gasolina, em forma de função da evolução da participação dos veículos flex-fuel na frota de veículos leves do ciclo-Otto. Conforme os resultados da pesquisa, o incremento de 1% nessa participação fez a elasticidade-preço aumentar, em média, -0,00829 e a elasticidade-preço cruzada em 0,01207.

O estudo encontrou ainda que a demanda de gasolina era inelástica em relação ao preços dos combustíveis antes da introdução do veículo flex-fuel. No quadro atual, entretanto, considerando o impacto dos veículos flex-fuel, a demanda de gasolina é elástica tanto a seu próprio preço como em relação ao preço do etanol hidratado (no longo prazo).

Respondendo à questão norteadora do estudo, a despeito das diferenças analíticas, ambas as tratativas permitiram concluir que a evolução da frota de veículos bicompostíveis impactou expressivamente nas elasticidades-preço e preço cruzada de longo prazo da demanda de gasolina, validando expectativas construídas *a priori*.

Em tempos de escalada nas cotações do petróleo e do dólar, as pressões para reajustes no preço da gasolina vêm de todo lado. A oferta doméstica do produto é controlada, quase exclusivamente, por um monopólio – uma perfeita distopia. Nesse contexto, o etanol hidratado apresenta-se como a mais importante alternativa à gasolina comum para o mercado brasileiro, uma vez que 75% dos proprietários de veículos leves podem recorrer a esse produto.

Com efeito, o biocombustível pode, em certa medida, aliviar pressões inflacionárias, além de fornecer impulso extra à agroindústria canavieira, a exemplo do que se observou na década passada. É crucial ressaltar, no entanto, que o preço da gasolina influencia o preço do etanol hidratado, enquanto o contrário não é verdadeiro – como evidenciado pelo teste de causalidade de Granger. Logo, se os outros determinantes do preço do etanol não atuarem no sentido de reduzi-lo, o aumento do preço da gasolina fatalmente elevará também o preço do etanol hidratado, reduzindo sua capacidade de mitigação dos efeitos de choques externos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS - ANP. **Petróleo e Estado**. Rio de Janeiro: ANP, 2015.

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Seminário de Avaliação do Mercado de Combustíveis 2018 (Ano-Base 2017)**, 2018a. Disponível em: <www.anp.gov.br>. Acesso em: 01/04/2018.

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Série histórica do levantamento de preços e de margens de comercialização de combustíveis**, 2018b. Disponível em: <www.anp.gov.br>. Acesso em: 01/04/2018.

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Vendas, pelas distribuidoras, dos derivados combustíveis de petróleo (barris)**, 2018c. Disponível em: <www.anp.gov.br>. Acesso em: 01/09/2018.

ALVES, D. C. O.; BUENO, R. L. S. Short-Run, Long-Run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil. **Energy Economics**, v. 25, pp. 191-199, 2003.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Cartas da Anfavea 236 a 320**. São Paulo: Anfavea, 2006 a 2013.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Anuário da indústria automobilística brasileira 2018**. São Paulo: Anfavea, 2018a.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões)**, 2018a. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br>>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **IPCA - Preços monitorados – Gasolina**, 2018b. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br>>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **IPCA - Preços monitorados – Álcool**, 2018c. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br>>.

BAER, W. **A Economia Brasileira**. 2ª ed. São Paulo: Nobel, 2002.

BARZELAY, M. The Politicized Market Economy: Alcohol in Brazil's Energy Strategy. In: KRASNER; HAAS. **Studies in Internacional Political Economy**. Berkeley: University of California Press, 1986.

BARZELAY, M.; PEARSON, S. R. The Efficiency of Producing Alcohol for Energy in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 31, n. 1, p. 131-144, 1982.

BASTOS, V. D. Etanol, álcoolquímica e biorrefinarias. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 25, p. 5-38, mar. 2007.

BLANCO, L.; PRIEGER, J.; GU, J. The Impact of Research and Development on Economic Growth and Productivity in the U.S. States: Online Appendix. Pepperdine University, School of Public Policy Working Papers. Paper 56, 2015.

BRASIL. Decreto nº 76.593, de 14 de novembro de 1975. **Institui o Programa Nacional do Álcool e dá outras Providências**. Brasília, DF, nov. de 1975.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.

BURNQUIST, H. L.; BACCHI, M. R. P. A Demanda por Gasolina no Brasil: Uma Análise Utilizando Técnicas de Co-integração. In: XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Passo Fundo, RS. Equidade e Eficiência na Agricultura Brasileira, 2002.

CARDOSO, E.; FISHLOW, A. Adjustment to the First Oil Shock: From Import Substitution to Macroeconomic Restraint. In: SACHS, J. D. **Developing Country Debt and Economic Performance, Volume 2: The Country Studies – Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico**. p. 281-290. Chicago: University of Chicago Press, 1990.

CARNEIRO, D. D. Crise e esperança: 1974-1980. In: ABREU, M. de P. (org.). **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989**. p. 295-322. Rio de Janeiro: Campus, 1990.

CHIANG, A. C.; WAINWRIGHT, K. **Matemática para economistas**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

DARGAY, J. M. The Irreversible Demand Effects of High Oil Prices: Motor Fuels in France, Germany and the UK. **Oxford Institute for Energy Studies**, 1991.

DARGAY, J. M. Are Price and Income Elasticities of Demand Constant? The UK Experience. **Oxford Institute for Energy Studies**, 1992.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autorregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA – EPE. **Avaliação do comportamento dos usuários de veículos flex fuel no consumo de combustíveis no Brasil**. Rio de Janeiro: EPE, 2013. Disponível em <www.epe.gov.br>. Acesso em 25/06/2018.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2ª ed. Nova York: Wiley, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FEDERAÇÃO NACIONAL DA DISTRIBUIÇÃO DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – FENABRAVE. Anuário da Distribuição de Veículos Automotores no Brasil 2003.

FISHLOW, A. A economia política do ajustamento brasileiro aos choques do petróleo: uma nota sobre o período 1974/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 16, n. 3, p. 507-550, 1986.

FRANCO JR., H. F.; CHACON, P. P. **História Econômica Geral**. São Paulo: Atlas, 1992.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR – FUNCEX. **Índice de Termos de Troca**, 2018. Disponível em: <<http://www.funcexdata.com.br>>. Acesso em: 22/07/2018.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI/IFS. **IMF Primary Commodity Prices**, 2018. Disponível em: <<http://www.imf.org>>. Acesso em: 01/04/2018.

GARÓFALO, G. L.; CARVALHO, L. C. P. **Teoria Microeconômica**. São Paulo: Atlas, 1996.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

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

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 6ª ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HE, Y. **Impact of flexible-fuel vehicles on Brazil's fuel markets**. 69p. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Graduate School- Rutgers, State University of New Jersey, New Brunswick, 2013.

HENDRY, D. F.; JUSELIUS, K. Explaining Cointegration Analysis: Part I. **The Energy Journal**, vol. 21, n. 1, p. 1-42, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Contas Nacionais Trimestrais, 4º Trimestre de 2017**, 2018. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **PIB per capita (preços 2013) - referência 2000**, 2016. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Commodities - petróleo - cotação internacional**, 2017. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Consumo aparente de petróleo: quantidade**, 2008a. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Produção de petróleo: quantidade**, 2008b. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Produção de álcool: quantidade**, 2008c. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Consumo aparente de gasolina: quantidade**, 2008d. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Consumo aparente de álcool carburante: quantidade média diária**, 2018a. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Consumo aparente de gasolina: quantidade média diária**, 2018b. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

IPEADATA. **Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI)**, 2018c. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01/04/2018.

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

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vectors autorregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. Time Series: Cointegration. **University of Copenhagen Discussion Papers**, 14/24, 2014.

JOHANSEN, S. **Æresdoktor 2017: Søren Johansen**. 2017. Disponível em: <www.youtube.com>. Acesso em 01/05/2018.

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

KAO, C.; CHIANG, M. H. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel data. **Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels**, v. 15, p. 179-222, 2000.

MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. **Queen's Economics Department Working Paper**, n. 1227, 2010.

MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A. Elasticidades para gasolina e etanol em São Paulo. **Revista de Política Agrícola**, ano XXVI, n. 3, p. 61-78, 2017.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Cronologia da Mistura Carburante Etanol Anidro – Gasolina no Brasil**. 2015. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/sustentabilidade/agroenergia/arquivos/cronologia-da-mistura-carburante-etanol-anidro-gasolina-no-brasil.pdf/view>>. Acesso em: 01/12/2018.

MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. **1º Inventário Nacional de Emissões Atmosféricas por Veículos Automotores Rodoviários**. Brasília, DF, 2011. Disponível em <www.mma.gov.br>. Acesso em 01/07/2018.

NAPPO, M. **A Demanda por Gasolina no Brasil: Uma Avaliação de suas elasticidades após a Introdução dos Carros Bicomcombustíveis**. Dissertação (Mestrado em finanças e economia empresarial) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. **Review of Economics Studies**, v. 1, n. 4, p. 631-653, 1994.

NICOL, R. **Microeconomia**. São Paulo: Atlas, 1985.

PAUST, J. J.; BLAUSTEIN, A. P. The Arab Oil Weapon: A Threat to International Peace. **The American Journal of International Law**, v. 68, n. 3, p. 410-439, 1974.

PESSOA, S. A crise atual. 2015. **Novos Estudos**, v. 102, p. 9-14, 2015. Disponível em <edisciplinas.usp.br>. Acesso em: 01/09/2018.

PETROBRÁS. **Divulgação de resultados 1º tri/2018**. 8 de maio de 2018. Disponível em: <<http://www.investidorpetrobras.com.br/download/6311>>. Acesso em: 15/05/2018.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 165-193, 1990.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos & Previsões**. 4ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 6ª ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2006.

PRAGER, J. **Applied Microeconomics: An Intermediate Text**. Nova York: McGraw-Hill, 1993.

ROPPA, B. F. **Evolução do Consumo de Gasolina no Brasil e suas Elasticidades: 1973 a 2003**. Monografia (Bacharelado em economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2005.

ROQUE, L. **O trágico legado da "Nova Matriz Econômica": um resumo cronológico**. Instituto Mises Brasil, 2015a. Disponível em <<https://www.mises.org.br>>. Acesso em 01/09/2015.

ROQUE, L. **O que realmente permitiu o grande crescimento econômico brasileiro da última década**. Instituto Mises Brasil, 2015b. Disponível em <<https://www.mises.org.br>>. Acesso em 01/09/2015.

ROSILLO-CALLE, F.; CORTEZ, L. A. B. Towards Proalcohol II – A Review of the Brazilian Bioethanol Programme. **Biomass and Bioenergy**. v. 14, n. 2, p. 115-124, 1998.

SAIKKONEN, P. Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. **Econometric Theory**, v. 7, p. 1-21, 1991.

SANT ANNA, E. P.; BASTOS, J. C. A. Elasticidade da demanda por gasolina no Brasil e o uso da tecnologia flex fuel no período 2001-2002. 2012.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE COMPONENTES PARA VEÍCULOS AUTOMOTORES – SINDIPEÇAS; ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE AUTOPEÇAS – ABIPEÇAS. **Relatório da Frota Circulante 2018**. São Paulo: Sindipeças/Abipeças, 2018. Disponível em: <<https://www.sindipecas.org.br>>. Acesso em: 29/03/2018.

SHIKIDA, P. F. A.; BACHA, C. J. C. Evolução da agroindústria canavieira brasileira de 1975 a 1995. **Revista Brasileira de Economia**. v. 53, n. 1, p. 69-89, 1999.

SHIKIDA, P. F. A.; RISSARDI JR., D. J. Evolução da agroindústria canavieira no Brasil (1990-2014): Da ruptura do paradigma subvencionista à falta de planejamento. **Práticas de Administração Pública**. v. 1, n. 1, p. 74-99, 2017.

TOKGOZ, S.; ELOBEID, A. E. An analysis of the link between ethanol, energy, and crop markets. **CARD Working Papers**. 444, Iowa State University, nov. 2006

VARIAN, H. R. **Intermediate Microeconomics: A Modern Approach**. Nova York: Norton, 1986.

WOLD, H. **Demand Analysis: A study in econometrics**. Nova York: Wiley, 1953.

WOLFFRAM, R. Positivist measures of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, p. 356-359, 1971.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna**. 2ª Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.

ANEXO I

Tabela 10 – Diagnóstico dos resíduos das regressões VECM, OLS-IV e DOLS.

Teste	Hipótese nula	Modelo	Estatística de teste	Distrib.	Valor crítico a 5%	Conclusão
Breusch-Godfrey (LM)	Ausência de autocorrelação AR(1)	VECM	0,49			Não se rejeita a hipótese nula
		OLS-IV	43,14	$\chi^2_{(1)}$	3,84	Rejeita-se a hipótese nula
		DOLS	1,67			Não se rejeita a hipótese nula
Jarque-Bera	Primeiro e segundo momentos estatisticamente iguais aos de uma distribuição normal	VECM	1,17			Não se rejeita a hipótese nula
		OLS-IV	6,96	$\chi^2_{(2)}$	5,99	Rejeita-se a hipótese nula
		DOLS	0,07			Não se rejeita a hipótese nula
Breusch-Pagan-Godfrey <i>Obs × R²</i>	Homocedasticidade	VECM	38,19	$\chi^2_{(17)}$	27,59	Rejeita-se a hipótese nula
		OLS-IV	10,10	$\chi^2_{(8)}$	15,51	Não se rejeita a hipótese nula
		DOLS	68,05	$\chi^2_{(68)}$	90,53	Não se rejeita a hipótese nula

Notas: Estatísticas de teste que excedem os valores críticos correspondentes em vermelho. Fonte: Resultados da pesquisa.

