

Elasticidades da Demanda por Diesel no Brasil

Leonardo Chaves Borges Cardoso¹

Cleiton Silva de Jesus²

Resumo: Diversas decisões de política pública passam pelo conhecimento das elasticidades preço e renda da demanda por diesel. Entretanto, nota-se escassez de trabalhos com esse objetivo na literatura, principalmente para o mercado brasileiro. Por isso, este artigo vai estimar as elasticidades preço e renda por diesel no Brasil utilizando dados mensais do período 2003m1-2018m3. Para tanto, utilizam-se duas metodologias econométricas: i) um Modelo de Ajustamento Parcial (PAM), que é estimado por meio de Variáveis Instrumentais (IV); ii) um modelo Autoregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL). Os resultados encontrados são compatíveis com a literatura internacional, com elasticidade preço por volta de -0,80 e elasticidade renda por volta de 1,00 (ambas no longo prazo). Para o ARDL, a renda tem um impacto apenas no longo prazo (o que é um resultado para o mercado brasileiro), enquanto o preço tem impacto tanto no longo, quanto no curto prazo.

Palavras-chave: elasticidade-preço, elasticidade-renda, diesel, demanda, séries temporais.

Classificação JEL C24, D22, L11, R32.

Demand's Elasticities for Diesel in Brazil

Abstract: Price and income elasticities of diesel demand are essential for several public policy purposes. However, there is a lack of studies addressed to this issue in the literature, considering the Brazilian market. Therefore, this article aims to estimate the price and income elasticities for diesel in Brazil using monthly data between 2003m1-2018m3. For this goal, two econometric methodologies are used: i) a Partial Adjustment Model (PAM), which is estimated using Instrumental Variables (IV); ii) an Autoregressive Model with Distributed Lags (ARDL). The results found are compatible with the international literature, with price elasticity around -0.80 and income elasticity around 1.00 (both in the long run). For ARDL, income has an impact only in the long run (which is a new result in the literature in Brazil), while the price impacts both the long and the short term.

Keywords: price-elasticity, income-elasticity, diesel, demand, time series.

JEL Codes: C24, D22, L11, R32.

¹ Professor no Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PP- GEA/UFV), e-mail: leonardocardoso@ufv.br.

² Professor Adjunto no Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS), Tutor do PET Economia e Pesquisador do GEMA, e-mail: cleiton.uefs@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

Diminuir a poluição e a dependência em relação aos combustíveis fósseis, favorecer alguns modais de transporte, aumentar a receita com impostos e reduzir o tempo gasto em engarrafamentos podem ser objetivos de políticas públicas (Li et al., 2014, Levin et al., 2017). Considerando um exemplo para redução de poluição: qual o melhor caminho para alcançar uma redução 10% nas emissões de gases estufa em uma determinada região? As respostas para isso podem passar pelo aumento dos impostos que incidem sobre a gasolina e o diesel, reduzindo o seu consumo, ou pela inclusão, via mandato, de misturas de biocombustíveis nos fósseis¹. É possível ainda uma combinação de políticas, como é feito no Brasil, onde taxa-se relativamente mais os combustíveis fósseis e, ao mesmo tempo, estes últimos são vendidos obrigatoriamente com adição de biocombustíveis. Os impactos dessas escolhas no orçamento do governo também devem ser contabilizados: aumentar alíquotas de produtos sensíveis a preço pode reduzir a arrecadação. Assim, conhecer as elasticidades renda e preço desses mercados ajuda aos formuladores de política a fazer as melhores escolhas, bem como entender os riscos envolvidos em cada uma delas.

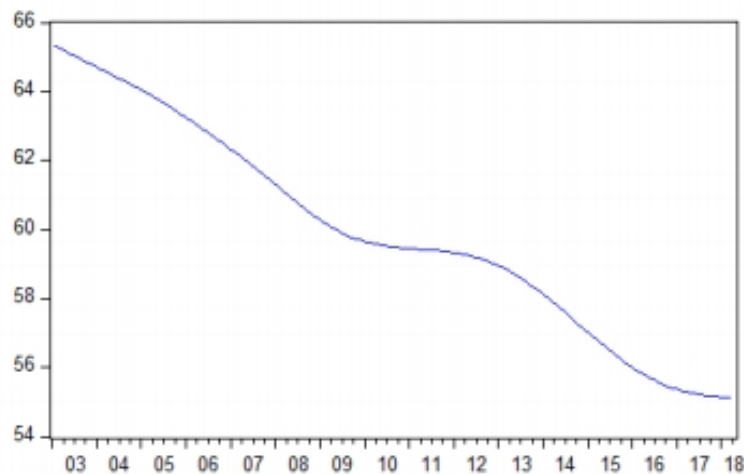
Considerando os trabalhos que calculam estas elasticidades, é possível notar que há uma pre-dileção pelo mercado de combustíveis leves (gasolina e etanol) em relação ao de diesel. Para a gasolina, surveys como Graham and Glaister (2002) e Dahl (2012), com trabalhos para mercados de diversos países, mostram rapidamente um panorama geral dos cálculos destas elasticidades. Dahl (2012) mostra que, considerando apenas os modelos estáticos, há mais de mil estimativas para o mercado de gasolina (cerca de 140 artigos com dados de 70 países) e apenas 120 estimativas para o mercado de diesel (34 artigos com dados de 33 países). Para o mercado brasileiro esta história não é diferente, uma vez que há vários trabalhos que estimaram as elasticidades para combustíveis leves utilizando as mais variadas técnicas econométricas (Alves and De Losso da Silveira Bueno, 2003, Farina et al., 2010, Freitas and Kaneko, 2011, Santos, 2013, Cardoso and Bittencourt, 2013, Costa and Burnquist, 2016, Costa et al., 2018), ao passo que Iooty et al. (2009) (Brasil), Souza (2020) (Brasil) e Almeida et al. (2016) (apenas para o estado de Pernambuco) são os únicos trabalhos, de acordo com nosso conhecimento, em que uma das preocupações é a estimação das elasticidades da demanda por diesel.

Os dados sugerem que existe uma correlação positiva entre PIB per capita e consumo de diesel entre os países, como mostra a Figura 1. Esta figura dá apenas uma intuição de como o consumo de diesel varia entre os países. A elasticidade-renda, por sua vez, refere-se à informação de como o consumo varia dentro do próprio país, conforme sua renda per capita mude e o preço permaneça constante. Em geral, também espera-se que esta relação seja positiva, pois maiores rendas estão associadas a maiores fluxos de produtos, o que aumenta a demanda por diesel. Dahl (2012) encontrou uma relação entre o nível de renda per capita dos países e o valor da elasticidade renda: países mais pobres tenderiam a ter maiores elasticidades renda, enquanto países mais ricos tenderiam a ter menores elasticidade renda. O que é intuitivo, uma vez que as cestas de consumo das famílias vão ficando cada vez menos intensivas em combustíveis conforme a renda aumente.

No Brasil, o consumo de diesel aumentou em 48,6% entre 2003 e 2017, ao passo que o PIB teve elevação de 40,1% no mesmo período, mostrando um estreito relacionamento entre a

Taxar menos o mercado de diesel não é uma exclusividade brasileira. Davis (2014) faz uma análise interessante sobre o custo total dos subsídios ao redor do mundo e encontra que os subsídios para o diesel são mais comuns do que os subsídios à gasolina. Para 128 países, ele encontrou que 35 países subsidiavam o mercado de diesel, enquanto que 24 subsidiavam o mercado de gasolina. Portanto, é mais provável que o diesel seja subsidiado, em comparação com a gasolina. Uma possível explicação para isso é que tributos no mercado de diesel incidem sobre toda a população, enquanto que tributos no mercado de gasolina se concentram na população que possui automóveis. Por isso, espera-se que os impostos no mercado de gasolina sejam mais progressivos do que no mercado de diesel. Sterner (2012) questiona se os impostos sobre a gasolina seriam realmente progressivos e a resposta é positiva, principalmente para países em desenvolvimento: conforme a renda dos países aumenta, o imposto sobre a gasolina tende a tornar-se regressivo.

Figura 2: Participação do diesel no consumo total de combustíveis.



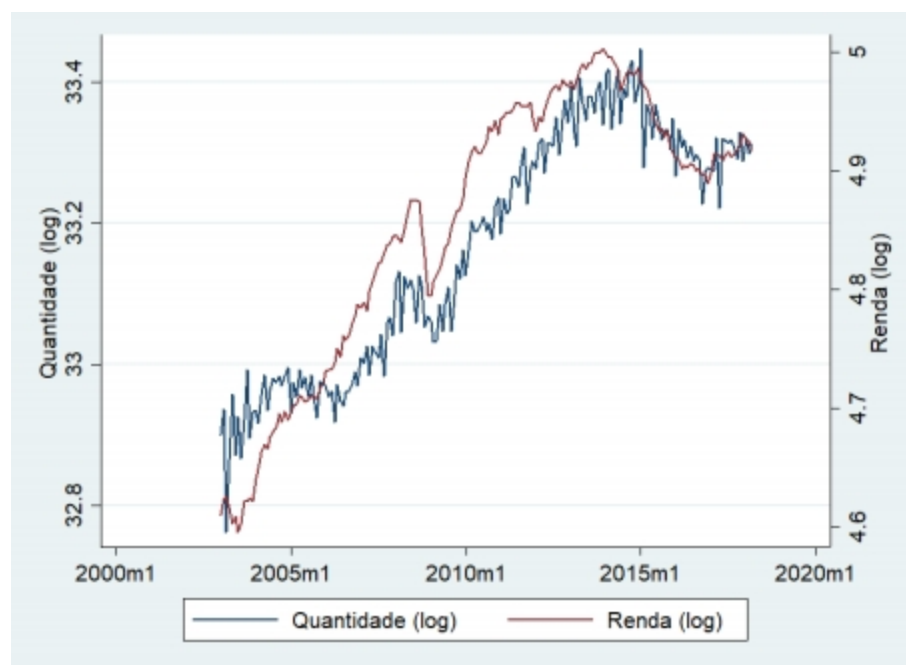
Notas: Dados de ANP (2018), vendas em milhões de barris equivalente de petróleo (bep), tendência extraída por meio do filtro Hodrik-Prescott.

A separação entre os mercados de diesel e gasolina não é tão clara na maior parte da Europa, onde o diesel vem sendo usado de forma crescente em carros, movimentando 28% da frota de veículos leves em 2005, e passando a 42% dela em 2015 (ACEA, 2018). Outra consequência importante da limitação do uso do diesel para veículos de cargas é que as conclusões sobre as elasticidades calculadas para o mercado europeu misturam as decisões de consumo dos dois mercados, enquanto no Brasil, as elasticidades podem ser atribuídas ao mercado de cargas.

Em 21 de maio de 2018 os caminhoneiros brasileiros iniciaram uma greve que durou 10 dias. Uma das principais reivindicações desta greve foi a redução imediata do preço do diesel nos postos de combustíveisⁱⁱⁱ. Após uma longa negociação entre os grevistas e o Governo Federal, decidiu-se que o preço do diesel cairia em torno de R\$ 0,46 por litro, na distribuidora.

De fato, esta mudança no preço do diesel deve ter um impacto não desprezível na demanda por este combustível, e a correta estimação da elasticidade-preço da demanda deste mercado permite-nos inferir com algum rigor o tamanho deste impacto.

Figura 3: Evolução da Renda e do Consumo de Diesel (Brasil)



Notas: A renda é medida pelo IBC-BR do Banco Central do Brasil e a quantidade do diesel é fornecida pela ANP. Maiores detalhes sobre ambas as variáveis são encontrados na seção Dados deste trabalho.

Uma vez justificada a importância da mensuração das elasticidades preço e renda do diesel, e diante da escassez de trabalhos com este objetivo, o presente artigo objetiva preencher esta lacuna existente na literatura sobre combustíveis ao calcular as elasticidades de curto e de longo prazo para o mercado de diesel no Brasil, atualizar a base de dados e estimar modelos dinâmicos com dados em alta frequência. Duas técnicas econométricas serão utilizadas para se estimar as elasticidades, considerando dados do período jan/2003 a mar/2018: i) um modelo dinâmico com variáveis instrumentais; ii) um modelo autoregressivo com defasagens distribuídas.

O artigo está organizado em mais quatro seções além desta introdução. Na seção 2 são apresentados os dados, na 3 é descrita a metodologia e na 4 são apresentados os resultados. Por fim, são feitas as considerações finais e apontam-se extensões para pesquisas futuras.

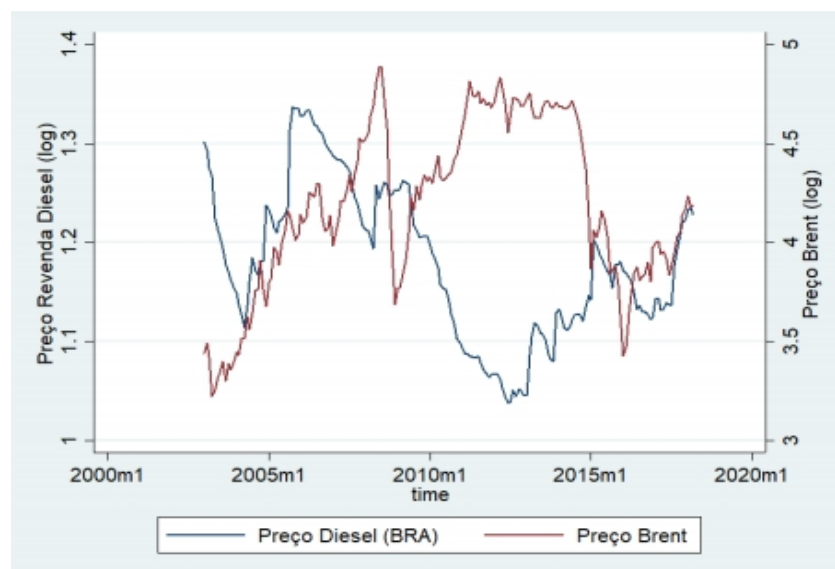
2 DADOS

Os dados de preço e quantidade de diesel são disponibilizados pela Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), no Sistema de Levantamento de Preços. A série de preço considerada é o preço médio do litro do Diesel nos postos de combustíveis. Esta série foi coletada em valores nominais e em seguida foi valorizada pelo IGP-DI^{iv} a preços de abril de 2018. A quantidade refere-se a barris de petróleo equivalente. As séries de quantidade e de preço real do diesel foram dessazonalizadas pelo método ARIMA X12.

Os preços do diesel fornecidos pela ANP para o nível nacional já consideram a ponderação dos diferentes tipos de diesel pós-2012. Em 2012 entra no mercado o diesel S50, no qual o 50 indica 50 partículas por milhão de enxofre. Posteriormente, em 2013, o S10 entra no mercado para substituir o S50. Ambos os combustíveis foram introduzidos para cumprir o Programa de Controle de Poluição do Ar por Veículos Automotores, do Conselho Nacional do Meio Ambiente. Os preços fornecidos são uma ponderação dos diferentes tipos de diesel para uso rodoviário (S10 e S500 pós-2013) já com a adição do biodiesel, uma vez que são as médias, ponderadas pelas vendas, dos preços das bombas.

A proxy utilizada para a renda é o Índice de Atividade Econômica (IBC-BR) calculado e dessazonalizado pelo Banco Central do Brasil. Todas as variáveis possuem periodicidade mensal e o conjunto de dados cobre o período janeiro de 2003 a março de 2018. Não foram utilizados dados do período anterior a 2003 porque foi somente a partir desse ano que o Banco Central passou a calcular e disponibilizar o IBC-BR. Portanto, cada série temporal possui 183 observações. A maior correlação contemporânea entre as variáveis é entre a proxy da renda e a quantidade consumida de diesel (0,93). A correlação entre o preço do diesel e a quantidade consumida, por outro lado, é negativa e moderada (-0,70).

Figura 4: Evolução do preço do diesel no Brasil e do barril de Petróleo



Notas: Os preços do diesel são fornecidos pela ANP, os dados do preço internacional do Petróleo Brent podem ser encontrados em diversas fontes, os usados aqui são encontrados em WB (2018), na parte de Commodity Markets.

O comportamento do consumo de diesel e da renda ao longo do tempo pode ser visto na Figura 3, já a evolução do preço de revenda do diesel pode ser visto na Figura 4. É interessante notar o descolamento que o preço do diesel internamente fez em relação ao preço do petróleo no mercado internacional a partir de 2010. O preço do petróleo aumenta ao passo que o preço do diesel internamente cai. Se fossem plotados o preço do petróleo em Reais (o que filtraria o efeito da taxa de câmbio), o resultado seria o mesmo.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

São utilizados aqui dois métodos econométricos distintos. O primeiro é um Modelo de Ajustamento Parcial (PAM) com Variáveis Instrumentais (IV) para o preço do diesel. O segundo é um Modelo Autoregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL). As duas estratégias de modelagem permitirão calcular as elasticidades de curto e de longo prazo.

3.1 Modelo de Ajustamento Parcial com Variáveis Instrumentais

Primeiro será apresentado modelo dinâmico na sua forma reduzida para o cálculo das elasticidades preço e renda da demanda, considerando-se o preço como uma variável endógena. O modelo de ajustamento parcial já foi utilizado por Baltagi and Griffin (1997), Banaszak et al. (1999); Erdogdu (2014), Barla et al. (2014) e Bakhat et al. (2017).

Assumindo que em cada momento do tempo o nível de consumo desejado de diesel (Q_t^*) é dado pela seguinte função Cobb-Douglas:

$$Q_t^* = \alpha_0 P_t^{\alpha_1} Y_t^{\alpha_2} \quad (1)$$

Onde P é o preço real do diesel, Y o nível real da renda e α_i são parâmetros. Aplicando o logaritmo natural dos dois lados da função e adicionando um termo de erro u_t , a equação do nível desejado de consumo de diesel pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\ln(Q_t^*) = \ln(\alpha_0) + \alpha_1 \ln(P_t) + \alpha_2 \ln(Y_t) + u_t \quad (2)$$

A Equação 2 é a mais utilizada para se estimar as elasticidades. Ela tem duas características dignas de menção: i) as elasticidades preço e renda são encontradas diretamente pelos parâmetros α_1 e α_2 , respectivamente; ii) o modelo é estático (ou de ajuste total), o que indica que as elasticidades calculadas são consideradas como de prazo intermediário ou de longo prazo. Entretanto, se o interesse for na dinâmica de ajuste ao longo tempo, a Equação 2 não oferece tal resposta. Por isso, considerando que os agentes econômicos não conseguem ajustar de imediato o nível de demanda que desejam quando ocorrem mudanças no nível de preços ou na renda, assume-se o seguinte processo de ajustamento parcial:

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \left(\frac{Q_t^*}{Q_{t-1}^*} \right)^\lambda \quad (3)$$

O parâmetro λ $[0, 1]$ indica que há inércia no consumo de combustível entre um período e outro (hipótese da persistência de hábito na demanda). Aplicando o logaritmo natural nos dois lados desta expressão e adicionando o termo de erro ε_t , obtém-se:

$$\ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1}) = \lambda \ln(Q_t^* - Q_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Substituindo a Equação 4 na Equação 2, chega-se a:

$$\ln(Q_t) = \lambda \ln(\alpha_0) + \lambda \alpha_1 \ln(P_t) + \lambda \alpha_2 \ln(Y_t) + (1 - \lambda) \ln(Q_{t-1}) + U_t \quad (5)$$

De modo que $\lambda \alpha_1$ é a elasticidade-preço de curto prazo, $\lambda \alpha_2$ é a elasticidade-renda de curto prazo, $\lambda \ln(\alpha_0)$ é o intercepto, $(1 - \lambda)$ é a velocidade do processo de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, e $U_t = \lambda u_t + \varepsilon_t$ é o termo de erro. É fácil notar que se $\lambda = 1$, o ajustamento é instantâneo, de modo que os níveis de consumo desejado e realizado são idênticos. Se este fosse o caso, o modelo deixaria de ser dinâmico e as elasticidades de curto prazo seriam iguais às elasticidades de longo prazo - a Equação 5 seria exatamente igual a Equação 2.

As elasticidades preço e renda de longo prazo, por seu turno, são obtidas a partir da divisão das elasticidades de curto prazo por λ , o que resulta nos expoentes α_1 e α_2 da Equação 1. De acordo com a teoria econômica, espera-se que as elasticidade-preço de curto e de longo prazo sejam negativas e que as elasticidades-renda de curto e de longo prazo sejam positivas. Espera-se ainda que as elasticidades de longo prazo sejam maiores que as de curto prazo, uma vez que as possibilidades de escolha para o consumidor de diesel são maiores no longo prazo.

Estimar a demanda por um bem com os dados de preço e quantidade observados no mercado exige cautela, pois estes são valores de equilíbrio determinados pela oferta e pela demanda do bem em questão. Como se sabe, o coeficiente do preço na função demanda por um bem normal apresenta coeficiente negativo e este mesmo coeficiente na função oferta apresenta sinal positivo. Deste modo, há potencial problema de endogeneidade caso os parâmetros da demanda sejam estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Caso esta simultaneidade não seja controlada, as elasticidades preço tendem a zero.

Sabe-se que se em um modelo de regressão linear, as variáveis explicativas precisam ter covariância nula em relação ao termo de erro. Caso contrário, nenhum dos parâmetros da regressão poderá ser estimado consistentemente por meio de MQO. O método das Variáveis Instrumentais, considerando o preço como uma variável endógena, pode ser utilizado para contornar este problema, desde que exista pelo menos um instrumento válido. Para isso, o instrumento precisa ser exógeno (não correlacionado com o termo de erro) e relevante (ser correlacionado com a variável que se deseja instrumentalizar).

A estimação da demanda por diesel utilizando o método das Variáveis Instrumentais será feita em dois estágios. No primeiro estágio regride-se a variável endógena contra todas as exógenas, mais (pelo menos) um instrumento. No segundo estágio, regride-se a quantidade demandada substituindo a variável endógena pelos valores preditos pela regressão do primeiro estágio. Seguindo a literatura, utiliza-se como instrumentos elementos da oferta e a variável

endógena defasada. No caso do preço do diesel utiliza-se como instrumentos o preço do Petróleo Brent, a taxa de câmbio nominal e o preço do diesel defasado.

Deste modo, a especificação padrão da demanda por diesel considerando o preço real do diesel como variável endógena será dada por:

Primeiro Estágio:

$$\text{Ln}(\hat{P}_t) = \sigma_0 + \sigma_1 \text{Ln}(Y_t) + \sigma_2 \text{Ln}(\text{Petroleo}_t) + \sigma_3 \text{Ln}(\text{Câmbio}_t) + \sigma_4 \text{Ln}(P_{t-1}) + z_t \quad (6)$$

Segundo Estágio:

$$\text{Ln}(Q_t) = \lambda\theta_0 + \lambda\theta_1 \text{Ln}(\hat{P}_t) + \theta_2 \text{Ln}(Y_t) + (1 - \lambda) \text{Ln}(Q_{t-1}) + U_t \quad (7)$$

Os parâmetros de curto e longo prazo seguem como exposto anteriormente. Ou seja, $\lambda\theta_1$ é a elasticidade preço de curto prazo, $\lambda\theta_2$ é a elasticidade renda de curto prazo, enquanto as elasticidades de longo prazo são encontradas dividindo as elasticidades de curto prazo por λ .

3.2 Modelo Autoregressivo com Defasagens Distribuídas

Considerável atenção tem sido dada a teste da relação de longo prazo entre variáveis (Pesaran et al., 2001). Nesta tarefa, os dois procedimentos mais usados na literatura são o método de dois estágios proposto por Engle and Granger (1987) e o sistema baseado no rank reduzido de Johansen (1991). Estas duas técnicas de modelagem levam em conta o conceito de cointegração (quando há relação de longo prazo entre duas ou mais séries de tempo) e um mecanismo de correção de erro (uma forma de se conciliar o comportamento de curto prazo com o de longo prazo). Mais recentemente os modelos ARDL propostos por Pesaran and Shin (1998) e Pesaran et al. (2001) vêm ganhando espaço na literatura, uma vez que estes modelos apresentam algumas vantagens em relação aos procedimentos mais tradicionais de cointegração, a saber:

- i) Não existe necessidade de que todas as variáveis do modelo sejam da mesma ordem de integração, ou seja, permite-se que algumas séries sejam $I(0)$ e outras $I(1)$. Esta propriedade minimiza o impacto das incertezas inerentes aos testes de detecção da ordem de integração das séries de tempo;
- ii) É possível construir um modelo dinâmico de correções de erros com simples transformações no ARDL, de forma que pode-se entender a dinâmica de ajuste do modelo tanto no curto quanto no longo prazo. Essa dinâmica de ajuste não é determinada exclusivamente pela variável dependente defasada, o que permite dinâmicas de ajustamento particulares a cada variável;
- iii) Os modelos ARDL tendem a sofrer menos com problemas de endogeneidade e autocorrelação serial, além de fornecer estimadores eficientes para o caso de amostras pequenas.

Modelos ARDL são definidos como regressões de mínimos quadrados em que tanto defasagens da variável dependente, quanto das variáveis explicativas são consideradas, sendo que esta formulação dinâmica é utilizada para se testar a relação de longo prazo entre as variáveis. Considerando que a Equação 2 é a relação de longo prazo de interesse, a existência dessa relação será testada por meio da Equação 8, que descreve o modelo de correção de erro irrestrito:

$$\Delta \ln(Q_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_1 \Delta \ln(Q_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \alpha_2 \Delta \ln(P_{t-i}) + \sum_{i=1}^y \alpha_3 \Delta \ln(Y_{t-i}) + \lambda_1 \ln(Q_{t-1}) + \lambda_2 \ln(P_{t-1}) + \lambda_3 \ln(Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde Δ indica a primeira diferença da variável, α_0 é o termo da constante. A dinâmica de longo prazo da Equação 2 vai ser determinada pelos parâmetros λ_1 , λ_2 e λ_3 . Porém, antes de proceder com os testes, é preciso indicar quantas defasagens (*lags*) serão usados (representado pelos parâmetros q , p e y). Esse número de defasagens pode ser distinto para cada variável e ele será determinado pelo Critério de Informação Bayesiano (BIC), proposto por Schwarz et al. (1978).

Especificado o número de defasagens, a Equação 8 é estimada por MQO. Como o interesse é saber se existe uma relação de longo prazo, são feitos teste F (com $H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$) e testes t (com H_0 de que os parâmetros individualmente são iguais a zero). A rejeição da hipótese dos testes F e t indica que há uma relação de longo prazo entre as variáveis. Esse procedimento é conhecido na literatura como *Bound Test* e foi proposto por Pesaran et al. (2001). É importante mencionar que não há valores críticos exatos para o *Bound Test* quando o sistema é formado por séries $I(0)$ e $I(1)$ e, por isso, as vezes utilizam-se valores críticos do *Bound Test* entre os dois polos extremos: o caso em que todas as séries são estacionárias e o caso em que todas as séries são $I(1)$. Nos exercícios aqui realizados serão usados os valores críticos de Kripfganz and Schneider (2018) considerando o caso mais parcimonioso.

Caso realmente exista uma relação de longo prazo entre as variáveis o passo seguinte é estimar o modelo ARDL(q, p, y) com o termo de correção de erro, tal como descrito pela equação abaixo:

$$\Delta \ln(Q_t) = \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_1 \Delta \ln(Q_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \theta_2 \Delta \ln(P_{t-i}) + \sum_{i=1}^y \theta_3 \Delta \ln(Y_{t-i}) + \kappa_1 \ln(Q_{t-1}) + \kappa_2 \ln(P_{t-1}) + \kappa_3 \ln(Y_{t-1}) + \gamma ECM_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

O ECM é o resíduo da Equação 2 (regressão de cointegração) e γ é um parâmetro estimado por MQO. Espera-se que este parâmetro apresente sinal negativo e seja estatisticamente significativo. Ele indica a velocidade com que o modelo retorna, dado um choque de curto prazo, para o equilíbrio de longo prazo, em cada unidade de tempo. Com esta formulação também é possível estimar as elasticidades preço e renda de curtos prazo. As elasticidades de curto prazo são encontradas diretamente pelos parâmetros da primeira diferença (sem defasagens, ou seja, quando o $i=1$). Já as elasticidades de longo prazo são encontradas pelo somatório dos parâmetros (de cada variável) dividido pelo pelo ECM($t-1$). Por exemplo, a elasticidade preço de longo prazo é $\frac{\sum_{i=1}^p \theta_2 \Delta \ln(P_{t-i})}{\gamma}$.

γ

4 RESULTADOS

Antes de reportar os resultados das elasticidades é necessário fazer algumas considerações sobre a ordem de integração das séries temporais. As exigências em relação à estacionariedade são diferentes para os dois modelos: enquanto o PAM-IV necessita que pelo menos o resíduo da Equação 5 seja estacionário, o ARDL permite que algumas séries sejam $I(0)$ e outras $I(1)$, mas que nenhuma delas sejam $I(2)$. Os resultados dos testes de estacionariedade são reportados na Tabela 1. Estes testes (ADF e PP) sugerem que o resíduo da Equação 5 é estacionário e que, pelo menos, a primeira diferença das demais séries são estacionárias. Um resultado contraditório foi observado nos testes realizados com a quantidade da renda: enquanto o teste ADF sugeriu que esta série é $I(1)$, o teste PP sugeriu que ela é $I(0)$. O mais importante é que o resultado geral destes testes não impossibilita a estimação dos modelos PAM-IV e ARDL, uma vez que nenhuma das séries é $I(2)$ e que o resíduo do PAM-IV é estacionário.

Tabela 1: Testes de Estacionariedade

	ADF			PP			Conclusão
	Lags	Estat	Prob	Band	Estat	Prob	
$Ln(P_t)$	1	-1,40	0,85	5	-1,49	0,83	$I(1), I(1)$
$\Delta Ln(P_t)$	0	-10,98	0,00	2	-11,00	0,00	$I(0), I(0)$
$Ln(Q_t)$	2	-0,76	0,96	4	-3,70	0,02	$I(1), I(0)$
$\Delta Ln(Q_t)$	1	-22,63	0,00	23	-34,38	0,00	$I(0), I(0)$
$Ln(Y_t)$	2	-0,76	0,97	4	-0,60	0,98	$I(1), I(1)$
$\Delta Ln(Y_t)$	0	-10,89	0,00	2	-10,98	0,00	$I(0), I(0)$
Resíduo (PAM-IV)	0	-19,99	0,00	4	-19,03	0,00	$I(0), I(0)$

Notas: Na primeira coluna, ADF é referente ao Teste *Augmented Dickey-Fuller*, o PP é referente ao Teste Phillips-Perron, ambos com hipótese nula de existência de raiz unitária. A escolha das defasagens (*lags*) no ADF seguiu o critério de Schwarz, a band no PP seguiu Newey-West. Todas as especificações incluíram a constante e a tendência.

4.1 PAM-IV: Resultados e discussão

O primeiro estágio da regressão (Equação 6) não será reportado, mas ele mostra que todos os parâmetros da regressão são estatisticamente significantes a 5%, o que indica a relevância dos instrumentos. Os resultados do segundo estágio podem ser vistos na Tabela 2.

A demanda por diesel mostrou-se inelástica a preços tanto no curto (-0,16), quanto no longo prazo (-0,46). Ambos os resultados são estatisticamente significativos a 1%. Isso indica que a demanda a diesel é pouco sensível a preços, o que parece ser uma boa notícia do ponto de vista da arrecadação de impostos (maiores impostos não diminuem tanto a demanda por diesel), mas uma notícia ruim do ponto de vista de políticas públicas com o objetivo de reduzir o consumo de diesel (por motivações ambientais, por exemplo).

As elasticidades renda de curto e de longo prazo foram positivas e estatisticamente significantes a 1%, com valores de 0,40 e 1,18 para o curto e longo prazo, respectivamente.

Esses valores estão em linha com a literatura nacional e internacional. Quando o modelo é estimado com dados trimestrais ao invés de mensais (neste caso substitui-se o IBC-BR pelo PIB trimestral dessazonalizado) a elasticidade-preço de curto prazo é idêntica àquela obtida para dados mensais (-0,16), enquanto a elasticidade-renda de curto prazo diminui um pouco (0,30), possivelmente devido a mudança na definição da variável que representa a renda. Para o longo prazo a estimativa para as elasticidades preço e renda com dados trimestrais são, respectivamente, -0,55 e 1,03, o que não difere substancialmente das estimativas obtidas com dados mensais (-0,46 e 1,18).

Tabela 2: Modelo com variáveis instrumentais e ajustamento parcial, dados mensais.

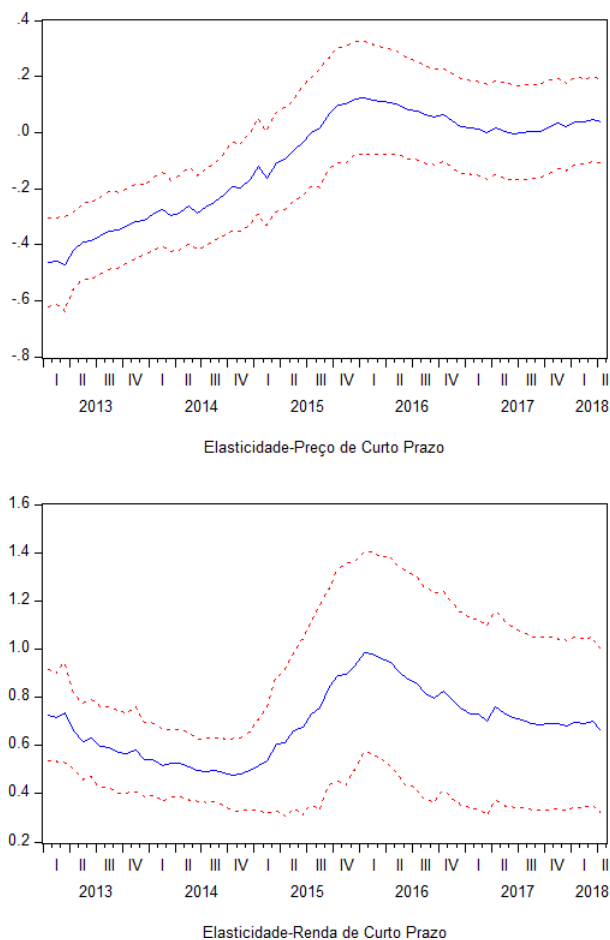
Variável	Coefficiente	Erro Padrão
λ_0	6,29***	0,48
Elasticidade Preço de CP	-0,16***	0,05
Elasticidade Renda de CP	0,40***	0,07
λ	0,36***	0,05
Elasticidade Preço de LP	-0,46***	0,15
Elasticidade Renda de LP	1,18***	0,10
R2	0,94	

Notas: (*), (**), (***) estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os instrumentos para o preço do diesel são $\ln(Y_t)$, $\ln(p_{t-1})$, $\ln(\text{Petroleo}_t)$, $\ln(\text{Câmbio})$ como indicado na Equação 6.

Com o intuito de verificar a evolução das elasticidades preço e renda ao longo do tempo, optou-se também por re-estimar as regressões em diferentes sub-amostras do modelo, com janelas móveis de 120 meses (10 anos). Neste caso, 64 diferentes combinações dos quatro parâmetros da função de demanda por diesel são obtidas, assim como o intervalo de confiança para cada parâmetro. Na sequência, são coletadas as elasticidades preço e renda de curto prazo (as elasticidades de longo prazo é uma função das elasticidades de curto prazo) e observa-se a evolução destas elasticidades à medida em que as sub-amostras vão excluindo os dados mais antigos e incluindo os dados mais novos. Os resultados das estimativas pontuais das elasticidades preço e renda de curto prazo e o intervalo de confiança de 95% podem ser vistos na Figura 5.

É possível perceber que a elasticidade-preço é negativa e significativa apenas no primeiro terço das estimativas, nas quais se utilizam dados até dezembro de 2014. Nas estimativas seguintes é possível notar que a elasticidade-preço passa a não ser estatisticamente diferente de zero. O mais surpreendente, entretanto, é que as estimativas pontuais da elasticidade-preço da demanda são positivas (embora não significativas) na segunda metade das estimações. Este resultado não usual (elasticidades positivas) desaparece quando se estimam regressões com janelas móveis de 160 ou mais períodos fixos. De fato, notou-se em resultados não reportados que quanto maior o tamanho da janela mais provável que as elasticidades-preço estimadas sejam negativas e estatisticamente significativas.

Figura 5: Rolling regressions, dados mensais, janela de 120 meses.



Notas: No eixo horizontal são mostrados a data do último período de observação de cada sub-amostra. Em vermelho, estão os intervalos de confiança, e, em azul, a estimativa pontual para cada sub-amostra.

Por outro lado, a elasticidade-renda da demanda de curto prazo é positiva e estatisticamente significativa em todos os modelos estimados, justamente como esperado. É possível verificar também que esta elasticidade variou de 0,48 a 0,99 ao longo das 64 sub-amostras. Resultados não reportados também mostram que a variabilidade da elasticidade-renda diminui à medida em que se aumenta o tamanho da janela e que independentemente do tamanho da janela (sempre com tamanho superior a 60 períodos) a elasticidade-renda é positiva e estatisticamente significativa.

Por fim, notou-se que o comportamento das elasticidades preço e renda não são qualitativamente alterados quando se consideram dados trimestrais e janelas móveis de 40 períodos. Neste caso, a elasticidade-preço permanece negativa e significativa apenas nas primeiras estimações, partindo de -0,30 e tendendo a zero, e a elasticidade-renda é sempre positiva e estatisticamente significativa, oscilando entre 0,37 e 0,89.

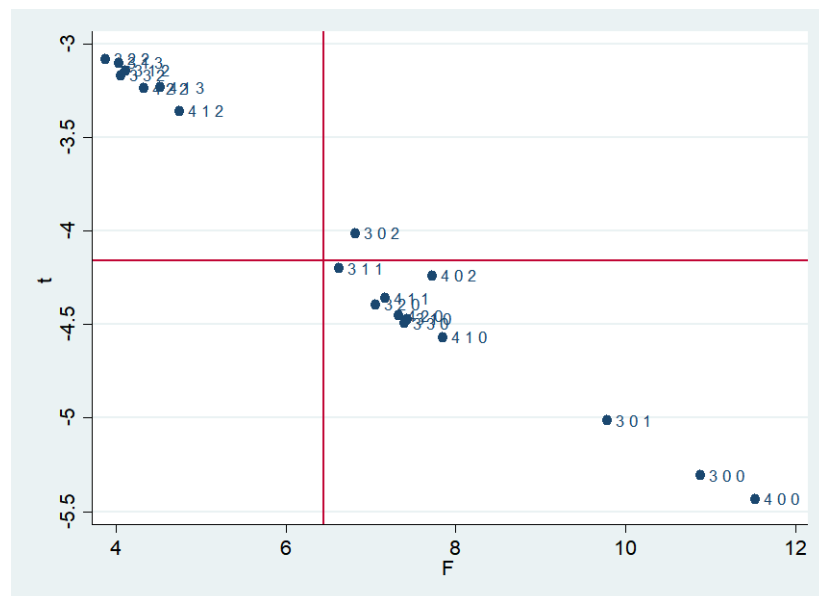
4.2 ARDL: Resultados e discussão

A seguir são apresentados os resultados para o modelo ARDL. Como dito anteriormente, a escolha do número de defasagens foi feita pelo BIC. De 48 modelos avaliados, o número ótimo de defasagens encontrado foi (3, 1, 0) para, respectivamente, a quantidade, o preço e a renda. Para o ARDL (3, 1, 0), foi feito então o *Bound Test* de Pesaran et al.(2001) para verificar a existência de uma relação de longo prazo para a Equação 2.

Como indicado na Tabela3, a H_0 do Bound Test é rejeitada, indicando que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis demanda por diesel, preço real do diesel e renda agregada. Assim, é possível estimar o modelo ARDL (3, 1, 0) com correção de erros. Ressalta-se que a existência ou não de uma relação de longo prazo pode depender do número de defasagens escolhido pelo critério de informação utilizado. Deste modo, tentando verificar se outras especificações do modelo ARDL também indicam uma relação de longo prazo estável, foi feito o *Bound Test* para os 20 modelos preferenciais, também segundo o BIC. O resultado está na Figura 6 de modo que os pontos do lado direito e abaixo representam os modelos em que a H_0 é rejeitada.

A Figura 6 indica que, para a maioria dos modelos, existe uma relação de longo prazo para a Equação 2.

Figura 6: Bound Test para os 20 melhores ARDL(q, p, y).



Notas: As linhas de referência são os valores críticos para os respectivos testes a 1% ($F=6,45$ e $t=-4,16$). Os valores para 10% de significância ($F=4,14$ e $t=-3,23$) indicariam a existência de uma relação de longo prazo para mais modelos. Os números em cada ponto representam qual o ARDL (q, p, r) está plotado.

Os valores críticos reportados são os mais restritivos possíveis, por motivo de cautela, uma vez que estes valores considera que todas as variáveis são $I(1)$. Ou seja, ainda existe possibilidade de que os modelos em que a hipótese nula de que não existe relação de longo

prazo não foi rejeitada, tenham feito isto de forma equivocada por conta da suposição de que todas as variáveis são I(1). Perceba também que caso o critério para rejeição fosse o de 10% outros modelos entrariam na área em que existe uma relação de longo prazo.

O terceiro e último passo é calcular o ARDL (q, p, y). Serão apresentados os 5 modelos preferenciais pelo critério de BIC e que indicam a existência de uma relação de longo prazo pelo *Bound Test*. O modelo ARDL (3, 1, 2) estava entre os melhores modelos pelo critério de BIC, mas ele não conseguiu rejeitar a H0 do *Bound Test*ⁱⁱ e por isso optou-se por desconsiderar os resultados deste modelo. Os principais resultados dos 5 modelos ARDL preferenciais em que foi possível rejeitar a hipótese de não cointegração estão sumarizados na Tabela 3.

Os resultados reportados na Tabela 3 indicam que as elasticidades preço de longo prazo estão ao redor de -0,80, com todos os parâmetros sendo significativos ao menos a 5%. Em relação à elasticidade renda de longo prazo, os resultados são ainda mais robustos, com elasticidades bem próximas a unidade. Nota-se também que o parâmetro de correção de erro é negativo e significativo, justamente como esperado, e a magnitude de -0,17 em 3 das 5 melhores especificações indica que aproximadamente 17% de qualquer desequilíbrio entre as variáveis é corrigido no período de um mês. Os efeitos de curto prazo são encontrados pela diferença da variável, de forma que parece existir um efeito de curto prazo apenas para mudanças no preço, enquanto mudanças na renda de- morariam um pouco mais para serem sentidas. As elasticidades preço de curto prazo situam-se em torno de -0,40 (metade da de longo prazo) e são significativas a pelo menos 10% nos modelos apresentados. Este é um resultado interessante, no sentido de indicar que mudanças no preço têm parte da reação imediatamente, ao passo que parte dela é diluída ao longo do tempo. Mudanças na renda, por outro lado, parecem ser sentidas apenas no longo prazo. As elasticidades preço encontradas, ao redor de -0,80 no longo prazo, indicam que políticas públicas via preços também podem ser efetivas.

Alguns esclarecimentos em relação à robustez dos resultados encontrados são os seguintes:

- i) Usando dados trimestrais, as elasticidades renda sobem em aproximadamente 0,10. Tanto usando o mesmo número de defasagens dos modelos mensais, quanto os novos números ótimos. Vale salientar que com dados trimestrais são necessárias menos defasagens, sendo o modelo escolhido pelo critério BIC o ARDL (2,0,1);
- ii) Nos modelos que mostram a dinâmica de curto prazo, o mesmo padrão emerge com dados trimestrais: variações na renda têm um efeito apenas no longo prazo, e variações no preço têm efeitos no longo e no curto prazo. As elasticidades preços têm redução de aproximadamente 10% nos modelos com dados trimestrais.

Tabela 3: Resultados para os 5 melhores ARDL

Especificação	(3, 0, 2)	(3, 1, 0)	(3, 0, 0)	(4, 1, 2)	(4, 1, 0)
Ajuste					
ECM(t-1)	-0,17*** (-4,01)	-0,17*** (-4,47)	-0,20*** (-5,30)	-0,14*** (-3,35)	-0,17*** (-4,56)
Longo Prazo					
$Ln(P_t)$	-0,82*** (-3,61)	-0,72*** (-3,51)	-0,74*** (-4,10)	-0,85** (-3,23)	-0,75*** (-3,71)
$Ln(Y_t)$	1,01*** (7,01)	1,04*** (7,57)	1,03*** (8,46)	0,99*** (5,86)	1,01*** (7,43)
Curto Prazo					
$\Delta Ln(Q_{t-1})$	-0,74*** (-12,75)	-0,72*** (-12,67)	-0,71*** (-12,37)	-0,82*** (-11,81)	-0,78*** (-11,11)
$\Delta Ln(Q_{t-2})$	-0,51*** (- 9,38)	-0,52*** (- 9,51)	-0,51*** (- 9,31)	-0,60*** (- 7,91)	-0,58*** (- 7,46)
$\Delta Ln(Q_{t-3})$				-0,10 (-1,48)	-0,07 (-1,05)
$\Delta Ln(P_t)$		-0,39* (-2,60)		-0,41** (-2,74)	-0,38* (-2,52)
$\Delta Ln(Y_t)$	-0,12 (-0,45)			-0,18 (-0,66)	
$\Delta Ln(Y_{t-1})$	0,81*** (2,90)			0,92** (3,33)	
θ_0	4,85*** (4,18)	5,01*** (4,61)	5,82*** (5,52)	4,17*** (3,49)	5,20*** (4,73)
N	180	180	180	179	179
BIC	-752,50	-752,80	-751,08	-745,74	-744,64
F (Bound Test)	6,81	7,43	10,88	4,75	7,85
t (Bound Test)	-4,01	-4,47	-5,31	-3,36	-4,57

Notas: A estatísticas t estão entre parênteses. (*), (**), (***) estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Considerando que as variáveis são I(1), os valores de referência para o *Bound Test* são: 1% (F=6,45 e t=-4,16), 5% (F=4,87 e t=-3,54) e 10% de significância (F=4,14 e t=-3,23). Considerando que todas são I(0): 1% (F=5,25 e t=-3,45), 5% (F=3,82 e t=-2,86) e 10% de significância (F=3,18 e t=-2,56).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi estimar as elasticidades preço e renda para mercado de diesel no Brasil, usando dados mensais do período janeiro/2003 a março/2018 e técnicas de séries temporais. Assim, preencheu-se uma lacuna existente na literatura sobre demanda de combustíveis no Brasil, uma vez que não foram encontrados trabalhos sobre o mercado de diesel com dados de alta frequência, nem estimativas com informações da década de 2010^{vii}. As estimativas das elasticidades do diesel são especialmente importantes em um contexto marcado pela lenta recuperação da atividade econômica, após uma severa recessão no período 2014-2016, e pela redução de aproximadamente 5,6% no preço de revenda do diesel no mês de junho/2018 frente ao mês de maio/2018 (ANP,2018), notadamente devido a greve de 10 dias liderada pelos trabalhadores do setor de transporte de cargas.

Os dois métodos econométricos utilizados neste artigo (PAM-IV e ARDL) permitiram estimar elasticidades que possuem magnitudes similares àquelas encontradas na literatura. De fato, ao analisar as elasticidades preço e renda da demanda por diesel em 124 países, incluindo o Brasil, Dahl (2012) mostra que 61% das elasticidades-preço estão entre 0 e -0,67, enquanto 61,4% das elasticidades-renda estão entre 0,67 e 1,33. Na especificação preferida de Iooty et al. (2009) para o mercado de diesel brasileiro, tem-se que a elasticidade-preço é -0,63 e a elasticidade-renda é 1,01.

No modelo PAM-IV as elasticidades preço e renda de curto prazo são aproximadamente 1/3 destas elasticidades de longo prazo. No modelo ARDL a elasticidade-preço de curto prazo é a metade da de longo prazo, a elasticidade-renda de curto prazo não é estatisticamente significativa e a elasticidade-renda de longo prazo é aproximadamente 1,00. Portanto, constatou-se que a demanda por diesel é, no curto e no longo prazo, mais sensível a renda do que a preço, independentemente do método utilizado, mas não se pode afirmar que as elasticidades estimadas por um método são superiores, em valores absolutos, àquelas estimadas por outro método. Notou-se também que os principais resultados deste artigo não são qualitativamente alterados quando os modelos são estimados com dados trimestrais e altera-se a definição da variável renda.

Um fato que chamou atenção no modelo PAM-IV, e que merece ser estudado em pesquisas futuras, refere-se a não significância estatística da elasticidade-preço de curto prazo da demanda por diesel em sub-amostras do período mais recente. Em trabalhos futuros também devem ser estimadas as elasticidades do mercado de diesel a partir de um painel de Estados, embora reconheça-se que uma dificuldade prática desta metodologia consiste em encontrar uma boa aproximação para a renda estadual com periodicidade mensal ou trimestral. Com a possibilidade de estimar as elasticidades via painel para os Estados brasileiros, abre-se também a possibilidade de verificar se há uma convergência de consumo de diesel, em termos per capita, para os estados brasileiros.

REFERÊNCIAS

ACEA (2018). Acea - european automobile manufacturers association. Disponível em: <https://www.acea.be/>.

Almeida, E. T. d., Justo, W. R., Oliveira, M. F. d., and Silva, C. C. d. (2016). Uma análise da demanda por combustíveis através do modelo almost ideal demand system para pernambuco. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 54(4):691–708.

Alves, D. C. and De Losso da Silveira Bueno, R. (2003). Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in brazil. *Energy Economics*, 25(2):191–199.

ANP (2018). Agência nacional do petróleo, gás natural e biocombustíveis. preços e defesa da concorrência. Brasília, Brasil. Disponível em: <http://http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa-da-concorrenca>.

Bakhat, M., Labandeira, X., Labeaga, J. M., and López-Otero, X. (2017). Elasticities of transport fuels at times of economic crisis: An empirical analysis for spain. *Energy Economics*, 68:66–80.

Baltagi, B. H. and Griffin, J. M. (1997). Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline. *Journal of Econometrics*, 77(2):303–327.

Banaszak, S., Chakravorty, U., and Leung, P. (1999). Demand for ground transportation fuel and pricing policy in asian tigers: a comparative study of korea and taiwan. *The Energy Journal*, pages 145–165.

Barla, P., Gilbert-Gonthier, M., and Kuelah, J.-R. T. (2014). The demand for road diesel in canada. *Energy Economics*, 43:316–322.

Cardoso, L. C. B. and Bittencourt, M. V. L. (2013). Mensuração das elasticidades-preço da demanda, cruzada e renda no mercado de etanol brasileiro: um estudo usando painéis cointegrados. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 51(4):765–784.

Costa, C. C., Burnquist, H. L., and Guilhoto, J. J. M. (2018). The impact of changes in fuel policies on the brazilian economy. *Economia Aplicada*, 21(4):635–658.

Costa, C. C. d. and Burnquist, H. L. (2016). Impactos do controle do preço da gasolina sobre o etanol biocombustível no brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 46(4):1003–1028.

Dahl, C. A. (2012). Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. *Energy Policy*, 41:2–13.

Davis, L. W. (2014). The economic cost of global fuel subsidies. *American Economic Review*, 104(5):581–85.

Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pages 251–276.

Erdogdu, E. (2014). Motor fuel prices in turkey. *Energy Policy*, 69:143–153.

Farina, E., VIEGAS, C., Pereda, P., and Garcia, C. (2010). Mercado e concorrência do etanol. *Etanol e Bioeletricidade: a cana-de-açúcar no future da matriz energética*, 1

- Fecombustíveis (2018). Tributacao dos combustiveis por estado. ref. 1 a 15 de julho de 2018. *Federacao Nacional do Comercio de Combustiveis e Lubrificantes*. Disponível em: <http://www.fecombustiveis.org.br>.
- Freitas, L. C. and Kaneko, S. (2011). Ethanol demand under the flex-fuel technology regime in brazil. *Energy Economics*, 33(6):1146–1154.
- Goldemberg, J. and Guardabassi, P. (2009). Are biofuels a feasible option? *Energy Policy*, 37(1):10–14.
- Graham, D. J. and Glaister, S. (2002). The demand for automobile fuel: a survey of elasticities. *Journal of Transport Economics and policy*, pages 1–25.
- Iooty, M., Pinto Jr, H., and Ebeling, F. (2009). Automotive fuel consumption in brazil: Applying static and dynamic systems of demand equations. *Energy Policy*, 37(12):5326–5333.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 1551–1580.
- Kripfganz, S. and Schneider, D. (2018). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models.
- Levin, L., Lewis, M. S., and Wolak, F. A. (2017). High frequency evidence on the demand for gasoline. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(3):314–47.
- Li, S., Linn, J., and Muehlegger, E. (2014). Gasoline taxes and consumer behavior. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4):302–42.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31:371–413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3):289–326.
- Santos, G. F. (2013). Fuel demand in brazil in a dynamic panel data approach. *Energy Economics*, 36:229–240.
- Schwarz, G. et al. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2):461–464.
- Sindipeças (2018). Relatório da frota circulante 2018. *Sindipeças e Abipeças*.
- Souza, Y. M. d. (2020). *Uma análise espacial da demanda por diesel nos estados brasileiros*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Sterner, T. (2012). *Fuel taxes and the poor: the distributional effects of gasoline taxation and their implications for climate policy*. Routledge.
- WB (2018). World bank. world development indicators database.

ⁱ Etanol e biodiesel poluem menos do que gasolina e diesel, respectivamente, sendo a mistura via mandato uma forma bastante utilizada na tentativa de redução da poluição (Goldemberg and Guardabassi,2009).

ⁱⁱ A portaria do Ministério da Indústria e Comércio n.º. 346, de 19 de novembro de 1976 foi substituída pela Portaria n.º 16, de 29 de julho de 1993, do extinto Departamento Nacional de Combustível (DNC) e finalmente pela Portaria DNC n.º 23, de 6 de junho de 1994, que continua válida até hoje.

ⁱⁱⁱ A produção industrial caiu expressivos 10,9% no mês de maio (IBGE) e a expectativa para o crescimento econômico para o ano de 2018 caiu de 2,5%, antes da greve, para 1,94%, após a greve (Boletim Focus do Banco Central do Brasil). Estima-se que o custo fiscal de redução dos tributos que incidem sobre o diesel (como a CIDE e o PIS-Cofins) será superior a R\$ 13 bilhões.

^{iv} Índice Geral de Preços (Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas.

^v No modelo de ajustamento parcial dado pela Equação 7, por exemplo, ambas as elasticidades de curto prazo serão divididas pelo mesmo λ para calcular as elasticidades de longo prazo. Ou seja, a mesma dinâmica entre curto e longo prazo é imposta a ambas as elasticidades.

^{vi} Vale salientar que os resultados do ARDL (3, 1, 2) são muito próximos dos apresentados na Tabela 3.

^{vii} Exceto o recente trabalho de Souza (2020).