ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Souza, João Gabriel de Moraes; Pompermayer, Fabiano Mezadre; Rabello, Gabriel Gouvêa; Eberhardt, Isaque Daniel Rocha; Da Silva Filho, Edison Benedito

Working Paper

Elasticidades preço e renda da demanda de energia elétrica domiciliar no Brasil

Texto para Discussão, No. 2702

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Souza, João Gabriel de Moraes; Pompermayer, Fabiano Mezadre; Rabello, Gabriel Gouvêa; Eberhardt, Isaque Daniel Rocha; Da Silva Filho, Edison Benedito (2021) : Elasticidades preço e renda da demanda de energia elétrica domiciliar no Brasil, Texto para Discussão, No. 2702, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, https://doi.org/10.38116/td2702

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/249220

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2702

ELASTICIDADES PREÇO E RENDA DA DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA DOMICILIAR NO BRASIL

João Gabriel de Moraes Souza
Fabiano Mezadre Pompermayer
Gabriel Gouvêa Rabello
Isaque Daniel Rocha Eberhardt
Edison Benedito da Silva Filho

ipea

2702
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, outubro de 2021

ELASTICIDADES PREÇO E RENDA DA DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA DOMICILIAR NO BRASIL

João Gabriel de Moraes Souza[1]
Fabiano Mezadre Pompermayer[2]
Gabriel Gouvêa Rabello[3]
Isaque Daniel Rocha Eberhardt[4]
Edison Benedito da Silva Filho[5]

1. Professor substituto do Departamento de Administração da Universidade de Brasília (UnB) e pesquisador bolsista do Subprograma de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea. *E-mail*: <joaogabrielsouza@yahoo.com.br>.
2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diset/Ipea. *E-mail*: <fabiano.pompermayer@ipea.gov.br>.
3. Pesquisador bolsista do PNPD na Diset/Ipea. *E-mail*: <gabriel.rabello@ipea.gov.br>.
4. Pesquisador bolsista do PNPD na Diset/Ipea. *E-mail*: <isaquedanielre@hotmail.com>.
5. Técnico de planejamento e pesquisa na Diset/Ipea. *E-mail*: <edison.benedito@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Manoel Rodrigues Junior

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Nilo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
André Reis Diniz

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2021

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: D12; Q41; C12.

DOI: http://dx.doi.org/10.38116/td2702

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO DA LITERATURA 9

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA 12

4 MODELOS TEÓRICOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS 15

5 ANÁLISE EMPÍRICA E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS 19

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 25

REFERÊNCIAS 26

APÊNDICE A 30

APÊNDICE B 31

APÊNDICE C 33

SINOPSE

Este artigo investiga a elasticidade-preço e renda da demanda de eletricidade residencial brasileira no período 2012-2016. As estimativas usam dados em painel de efeitos aleatórios e fixos e função de resposta ao impulso em modelos de vetores autorregressivos (VAR) e de correção de erros (VECM) para análise de séries temporais. Além disso, analisamos os consumidores em duas categorias: consumidor de baixa renda e consumidor B1 (consumidor médio de eletricidade domiciliar). A contribuição mais relevante desta pesquisa é a análise dos diferentes tipos de consumidores e o impacto da mudança nos preços da energia elétrica nesses consumidores. Os resultados da estimativa do painel são menores que a unidade e têm uma relação negativa no consumo para mudanças positivas nos preços. Os resultados mostram que, para o consumidor residencial médio, a resposta da mudança de preço é menos relevante do que para consumidores de baixa renda. Na função de resposta ao impulso, verifica-se que os consumidores de baixa renda respondem mais rápido e de forma mais intensa que a média dos domicílios residenciais a variações no preço da energia elétrica. Pode-se inferir a partir desses resultados que o impacto da mudança de preço da energia elétrica afeta mais intensamente os consumidores de menor renda e menor consumo de eletricidade, em função do seu custo de oportunidade ser mais elevado. Por seu turno, para o consumidor médio residencial, que possui uma demanda maior por eletricidade, a resposta a mudanças nos preços desse serviço é mais inelástica. Isso ocorre porque a eletricidade é um bem mais necessário e também uma parcela menor da cesta de consumo para esse consumidor. O estudo apresenta ainda uma estimativa para a elasticidade-renda da demanda por energia elétrica no Brasil. Embora não faça diferenciação de consumidores em termos de renda, encontrou-se uma relação positiva, inelástica e de alta correlação entre a massa salarial das famílias e seu consumo de energia elétrica. Essa informação pode ser empregada para o aperfeiçoamento de estratégias de formulação e avaliação de políticas públicas e setoriais, robustecendo estimativas de ganhos de bem-estar social e de evolução da demanda de energia elétrica em função da elevação da renda das famílias no tempo.

Palavras-chave: energia elétrica residencial; elasticidades preço e renda de demanda; dados em painel; vetor autorregressivo.

ABSTRACT

This paper investigates the price elasticity of Brazilian residential electricity demand for 2012-2016. The estimations use random and fixed effects panel data and impulse response function in a VAR/VECM model for time series analysis. Furthermore, we analyze the consumers in two categories, Low Income consumer and B1 consumer (household electricity average consumer). The most relevant contribution of this research is the analysis of the different kinds of consumers and the impact of change in electric power prices on these consumers. The results of the panel estimation are lower than the unity and have a negative relation on the consumption for positive changes in prices. The results show that, for the average consumer, the response of price change is less relevant than to lower income consumers. In the impulse response function, we can see the lower income consumers respond faster than the average consumers. Moreover in impulse response function, for electricity price change the response is more drastically negative. We can infer from these results, that the impact of a price change in elasticity is more sensitive in consumers that have a lower income and lower electricity consumption. However, an average consumer, which has a higher electricity demand, the relation between changes in prices and changes in consumption is more inelastic. This occurs, we suppose, because electricity is a most necessary good and also a smaller share of the consumption basket for the average consumer. The study also presents an estimate for the income elasticity of demand for electricity in Brazil, which, although it does not differentiate consumers by income brackets, shows a positive, inelastic relationship with a high correlation between the wages of families and their consumption of energy, which can be used for the formulation and evaluation of sectoral policies.

Keywords: household electricity; price and income elasticity of demand; panel data; VAR difference in consumption.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, a eletricidade teve um aumento substancial no consumo à medida que a população, os padrões de vida e os processos de industrialização cresceram rapidamente (Arisoy e Ozturk, 2014). O rápido aumento observado no consumo de energia elétrica incentivou a profusão de estudos empíricos relacionados aos fatores condicionantes dessa demanda por parte de famílias e empresas, uma vez que a eletricidade constitui bem essencial e um insumo estratégico para o desenvolvimento.

Conforme relatado por Arthur, Bond e Willson (2012), os domicílios consomem energia elétrica diretamente em muitos aspectos de suas rotinas (por exemplo, chuveiros, iluminação, cozinha e ar-condicionado), bem como indiretamente quando consomem bens (por exemplo, alimentos, roupas etc.) e serviços (por exemplo, abastecimento de água). Este último tipo de consumo precisa de energia elétrica como insumo para fabricar seus bens e serviços. A relação entre o consumo de energia e a renda familiar é aparente e ocorre nos dois sentidos. Assim, o acesso do consumo de eletricidade pode estar relacionado ao nível de pobreza e às desigualdades de renda no território nacional, e constitui um indicador relevante para mensurar o bem-estar social (Pachauri *et al.*, 2004).

Embora exista extensa literatura que mensure as elasticidades-preço da demanda dos consumidores domésticos (Casarin e Delfino, 2011; Blázquez, Boogen e Filippini, 2013; Boogen, Datta e Filippini, 2017), poucos estudos focalizaram as diferenças entre os tipos de consumidores e suas elasticidades. Este artigo tem o propósito de estimar a elasticidade-preço da energia elétrica residencial utilizando duas categorias de consumidores: o consumidor de baixa renda e o consumidor médio, chamado de "B1"[1] no padrão estabelecido pela ANEEL.

Os preços de eletricidade dos domicílios são regulados no Brasil, com cada empresa de distribuição tendo um preço definido anualmente pelo órgão regulador. Para os consumidores de baixa renda registrados no programa nacional de transferência de renda, é permitida uma tarifa subsidiada em escala progressiva de consumo, denominada Tarifa Social de Energia Elétrica (TSEE). Além disso, os preços podem variar mensalmente com base no custo de geração de eletricidade, dependendo principalmente da

1. B1 é a denominação para consumidor médio na nomenclatura adotada pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL).

disponibilidade de água nas usinas hidrelétricas. Como resultado, em cada mês os preços são uniformes para todos os consumidores em cada grupo de renda, atendidos por cada empresa de distribuição.

Dessa forma, nossos dados sobre preços e consumo de energia elétrica contêm 63 empresas de distribuição de energia elétrica em um período de 57 meses (2012-2016) para cada grupo de consumidores. Utilizamos dados em painel para analisar a elasticidade-de-preço da energia elétrica e modelos de vetores autorregressivos (VAR) e de correção de erros (VECM) para analisar a função de resposta ao impulso para observar a velocidade e o impacto no consumo, dada uma mudança no preço da energia, controlando, ainda, por diferenças na renda média dos estados da Federação.

Os resultados mostram que o consumidor médio tem uma demanda de eletricidade mais inelástica ao preço do que o consumidor de baixa renda. Mostramos que, com efeitos aleatórios, o consumidor médio apresenta menor variação de consumo em relação à variação do preço da energia elétrica em comparação ao consumidor de baixa renda. Portanto, qualquer mudança de preço tem um impacto maior no bem-estar para os consumidores de renda mais baixa do que os consumidores de renda média. Esses impactos são mais rápidos para consumidores de baixa renda, como observado no modelo VAR.

Esses resultados podem ser de grande importância do ponto de vista de um formulador de políticas públicas, pois podem mostrar como os níveis de renda dos consumidores afetam seu consumo de energia devido a uma mudança nas tarifas de energia. O conhecimento de como os consumidores se comportam quando considerada sua renda pode levar os formuladores de políticas a uma melhor definição de tarifas e, consequentemente, a uma melhor regulação do setor. Assim, é importante demonstrar às empresas de eletricidade e aos órgãos reguladores a sensibilidade da demanda do consumidor quando há uma mudança de preços. Esses resultados são semelhantes ao que vemos em Pachauri *et al.* (2004), quando o consumo de eletricidade está ligado à pobreza.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 fornece uma breve revisão da literatura; nas seções 3 e 4, introduzimos a metodologia do artigo; na seção 5, apresentamos a análise empírica; e, na seção 6, expomos as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Conforme Arisoy e Ozturk (2014), estudos em energia têm recebido grande atenção durante as duas últimas décadas. Entre as classes de estudos de energia, estão aquelas focadas em entender: i) as operações da rede e a necessidade de expansão para fornecer melhores serviços (Barnett, Reutter e Thompson, 2005); ii) a demanda por energia em função do tamanho e tipo de clientes (Bjørner, Togeby e Jensen, 2001; Alves e Bueno, 2003; Li e Flynn, 2006; Casarin e Delfino, 2011; Blázquez, Boogen e Filippini, 2013; Koliou *et al.*, 2014; Clastres e Khalfallah, 2015; Boogen, Datta e Filippini, 2017); e iii) os efeitos oriundos dos tipos e tamanhos dos consumidores e da sazonalidade do consumo sobre como a demanda pode ser suprida, no qual esses efeitos exigem que um sistema defina modelos de sistema estratégico de preço e controle de eletricidade (Foley *et al.*, 2010). Isso pode influenciar na forma de determinar os preços e de como gerenciar o risco de eletricidade, pois, no final, é o mercado que importa para definir preços e consequentemente a demanda (Ghaderi, Moghaddam e Sheikh-El-Eslami, 2014; Dagoumas, Koltsaklis e Panapakidis, 2017). A oferta de energia aos clientes geralmente segue algumas regras predefinidas no mercado de eletricidade, todavia isso pode mudar, visto que existe a possibilidade de os consumidores definirem a regra de governança do mercado (Räsänen, Ruusunen e Hämäläinen, 1997; Hämäläinen *et al.*, 2000; Li e Flynn, 2006; Daglish, 2016).

Várias pesquisas, como as de Alberini e Filippini (2011) e Moral-Carcedo e Vicéns-Otero (2005), analisaram as elasticidades-preço da demanda de eletricidade. Nesse sentido, quase toda a demanda por eletricidade está relacionada às características de localização e de preferências do consumidor. Existe uma resposta à demanda diretamente ligada ao preço e a algumas condições específicas ou características do consumidor, por exemplo o ano, a localização e a especificidade de cada consumidor.

A elasticidade-preço de eletricidade tem sido estudada como uma ferramenta para modelar o sistema de distribuição de consumo de energia em diferentes partes do mundo, conforme a seguir.

- Índia: Pachauri *et al.* (2004) estudaram o acesso das famílias à eletricidade e sua relação com a pobreza.
- Austrália, Brasil, Dinamarca, Índia e Japão: Lenzen *et al.* (2006) avaliaram os requisitos dos consumidores domésticos.

- Paquistão: Chaudhry (2010) analisou o consumo das empresas no país.
- Argentina: Casarin e Delfino (2011) estudaram a demanda de eletricidade e os preços de bens duráveis.
- Califórnia, nos Estados Unidos: Hodge e Dahl (2012) focaram no comportamento dos preços e na resposta do mercado.
- Noruega: Mirza e Bergland (2012) avaliaram a flexibilização da regulação que facilitou a formação simétrica dos preços regulados de energia elétrica no país englobando todos os agentes econômicos.
- Espanha: Blázquez, Boogen e Filippini (2013) analisaram a demanda de eletricidade usando múltiplos dados em longo e curto prazo.
- Irlanda do Norte: Gans, Alberini e Longo (2013) estudaram a redução do consumo baseado em novas tecnologias de mensuração de gasto em energia.
- Portugal: Proença e St. Aubyn (2013) identificaram os efeitos no mercado de modelo de energia renovável.
- Alemanha: Ketterer (2014) e Koliou *et al*. (2014) analisaram a alta penetração de energia renovável e impactos sobre a demanda.
- Reino Unido: Hagfors *et al*. (2016) mensuraram o preço de distribuição de energia elétrica por meio de regressões quantílicas.
- Suíça: Boogen, Datta e Filippini (2017) mediram a demanda de energia elétrica como uma visão pelo lado da gestão da demanda (DMS).

O consumo de energia elétrica pode ser analisado quanto à sua demanda em curto e longo prazos. O uso de eletricidade entre diferentes aparelhos, como a iluminação, o ato de cozinhar e o aquecimento, está ligado ao curto prazo e é mais dependente da taxa de intensidade de uso desses aparelhos (em relação ao clima, por exemplo). No longo prazo, o consumo é mais dependente do número e do tipo de tecnologia de cada aparelho (Moral-Carcedo e Vicéns-Otero, 2005).

Lee e Chiu (2011) analisaram a elasticidade da demanda para o consumo de eletricidade em relação à variação de temperatura em um modelo de painel de regressão de transição suave não linear para avaliar 24 países diferentes da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), entre 1978 e 2004. Eles encontraram uma demanda inelástica de eletricidade contra a temperatura nos primeiros períodos estudados e com elasticidade aumentando ao longo do tempo.

Essas elasticidades de demanda têm relação com a definição da distribuição de energia, basicamente por causa do *design* do sistema (Barnett, Reutter e Thompson, 2005). Em um mercado que tem, por si só, uma tendência a ser um monopólio natural, há uma grande chance de a empresa monopolista se estabelecer como uma única operadora do mercado, e com isso mantê-lo sob controle (Barnett, Reutter e Thompson, 2005). A situação real dos multimercados no setor de eletricidade é bastante incomum nas condições atuais, e isso faz com que quase todos os varejistas de energia operem sobre a própria rede como um ativo e uma fonte de receita (Barnett, Reutter e Thompson, 2005; Blázquez, Boogen e Filippini, 2013). Essas características são importantes para entender a demanda de energia e sua elasticidade, bem como os impactos sobre a demanda pelos diferentes tipos de consumidores (Casarin e Delfino, 2011; Blázquez, Boogen e Filippini, 2013; Boogen, Datta e Filippini, 2017).

Blázquez, Boogen e Filippini (2013) analisaram a demanda de eletricidade na Espanha utilizando uma abordagem de ajuste parcial dinâmico. Usando um painel agregado, eles estimaram uma equação de demanda *log-log* por meio do método dos momentos generalizado (*generalized method of moments* – GMM) de duas etapas proposto por Blundell e Bond (1998). Os resultados gerais mostraram uma relação significativa entre as variáveis socioeconômicas, como condições da população e do domicílio, e a demanda residencial de eletricidade. A elasticidade-preço estimada de curto prazo foi de -0,07; enquanto a de longo prazo foi de -0,19. Além disso, a elasticidade-renda a curto prazo foi estimada em 0,23 e a de longo prazo, em 0,61, o que evidencia uma resposta positiva, porém inelástica do consumo de eletricidade ante um aumento da renda disponível.

Bjørner, Togeby e Jensen (2001) estimaram a demanda dinamarquesa de eletricidade em 2.949 empresas, no período de treze anos. Eles compararam uma estrutura de painel (efeitos fixos) com um modelo de seção transversal. Seus resultados mostram as elasticidades médias do consumo de eletricidade em 0,597 em relação ao valor adicionado e -0,479 em relação ao preço da eletricidade.

Narayan, Smyth e Prasad (2007) realizaram uma pesquisa sobre as elasticidades da demanda residencial de eletricidade dos países do G7[2] em uma metodologia de

2. O Grupo dos Sete (G7) é composto por: Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido.

cointegração de painel utilizando o preço da eletricidade e a renda residencial, que foi usada para avaliar a elasticidade da demanda de cada um dos sete países. Os resultados produzidos demonstraram os comportamentos inelástico de renda e elástico de preço para eletricidade na elasticidade de longo prazo.

Não obstante a literatura sobre a demanda de eletricidade para domicílios residenciais tenha avançado na comparação internacional, ainda há poucos estudos que avaliem as diferenças entre consumidores dentro de um mesmo país, em especial, de acordo com a sua faixa de renda. Uma vez que a grande desigualdade de renda do Brasil justificou a adoção de um amplo programa de subsídios cruzados entre diferentes faixas de consumidores,[3] faz-se necessário mensurar seus impactos diferenciados sobre esses grupos, de modo a permitir uma avaliação consistente dos resultados da política pública. A partir de dados obtidos junto à ANEEL e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), este artigo se propõe a avançar na estimação das elasticidades preço e renda da demanda de energia elétrica no Brasil para os domicílios de baixa renda e demais consumidores residenciais do país.

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

3.1 Modelo econométrico de dados em painel

Os modelos econométricos utilizados na análise dos dados são baseados em uma Seemingly Unrelated Regression (SUR) e utilizam uma análise de coeficientes para estimar a elasticidade de energia elétrica de consumidores no Brasil. A equação em painel apenas estará em uso se o número de observações temporais t por unidade de seção de corte transversal i pelo menos for igual ao número de unidades N. Os modelos de dados do painel podem ser divididos em dois tipos: o primeiro é denominado como efeitos fixos e o segundo é conhecido como efeitos aleatórios (Brooks, 2008).

Os modelos de efeitos fixos seguem a seguinte estrutura:

$$yi_t = \alpha + \beta xi_t + ui_t, \quad (1)$$

3. A TSEE transferiu em 2019 um valor da ordem de R$ 2,5 bilhões aos consumidores de baixa renda do Brasil, sendo seu custo repartido entre os demais consumidores de energia elétrica, com peso maior para aqueles localizados na região centro-sul do país.

no qual o termo de erro da equação (1) é decomposto por dois termos, em que $ui_t = \mu_i + vi_t$. O termo μ_i é o distúrbio das unidades de observação e vi_t é o termo que varia ao longo do tempo e das unidades de observação, capturando tudo aquilo que deixou de ser explicado sobre yi_t.

Já os modelos de efeitos aleatórios são:

$$yi_t = \alpha + \beta xi_t + \omega i_t, \tag{2}$$

em que o termo de erro da equação (2) é decomposto por dois termos, em que $\omega i_t = ei + vi_t$. O termo ei é o distúrbio das unidades de observação i e vi_t é o termo que varia ao longo do tempo e das unidades de observação. O termo ei é o intercepto da variação transversal, que estaria capturando a heterogeneidade (variação) na dimensão transversal (i). Esse termo tem média zero, variância constante $\varepsilon_{\cdot}^{T}$, é independente do termo de erro da observação individual vi_t e é independente das variáveis explicativas (xi_t). As estimações desse modelo seguiram a proposta de Swamy e Arora (1972).[4]

Conforme Arisoy e Ozturk (2014), existe uma extensa pesquisa empírica que estima a função de demanda de eletricidade usando esse tipo de metodologia de dados em painel, ou seja, utilizando o modelo VECM, como vemos na equação (2).

3.2 Modelos econométricos de VAR e VECM

A suposição básica subjacente a essa abordagem é que as variáveis são estacionárias. No entanto, Adom (2017), Casarin e Delfino (2011) e Polemis (2007) descobriram que o comportamento de variáveis econômicas, como a demanda de eletricidade, não é estacionário, mas impulsionado por tendências estocásticas, levando a correlações falsas e resultados enganosos. Assim, aplicamos a técnica de cointegração multivariada desenvolvida por Johansen e Juselius (1992), que especifica a relação de longo prazo entre as variáveis da equação (3). De acordo com Hamilton (1994), o processo de VAR pode ser estimado da seguinte forma:

$$y_t = \Phi i \cdot y_{t-1} + \ldots + \Phi p \cdot y_{t-p} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

4. Mais informações no apêndice A.

em que y_t é uma matriz de variáveis endógenas, Φi são coeficientes das matrizes quadradas ($n\ x\ n$) para i = 1, . . . , p e ε_t é uma matriz de perturbações aleatórias assumidas como normalmente distribuídas. A matriz ε_t é $n\text{–}dimensional$ e existe um valor esperado como E(ε_t) que é invariante no tempo. E a matriz de covariância E ($\varepsilon_t \varepsilon_t^T$) = $\Sigma\varepsilon$ é uma matriz definida positiva que representa um ruído branco.

Uma característica importante do modelo VAR (p) é a estabilidade da série histórica. Isso revela que é necessário que as séries analisadas no modelo VAR sejam estacionárias, o que significa que elas são invariantes ao tempo, e que os estimadores de variância e covariância têm estrutura suficiente para estimação. Isso pode ser observado analisando as raízes características do polinômio a seguir.

$$det(In - \Phi Iz - \cdots - \Phi pzp) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1. \tag{4}$$

Se a solução da equação (4) tiver uma raiz unitária (z = 1), então uma das variáveis ou todo o problema pode ser integrado em primeira ordem, ou seja, I (1). Se isso existir, a estimativa deve ser feita pelo modelo VECM.

O sistema é reduzido com cada variável y_t regredida em valores defasados de si próprio e de todas as outras variáveis. A equação (5) é reformulada em um modelo VECM que contém informações sobre os ajustes de curto e longo prazo em y_t , como segue:

$$\Delta y_t = \Gamma I\, \Delta y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \tag{5}$$

em que Δy_t é uma matriz de I (0) variáveis que são fracamente exógenas e insignificantes na relação de cointegração de longo prazo. A matriz Π pode ser particionada como $\Pi = \gamma\beta'$, em que γ é a matriz dos coeficientes de ajuste de velocidade e β é a matriz dos vetores de cointegração, ou de coeficientes de longo prazo. Como as variáveis em y_t são não estacionárias, então $\Pi yt\text{–}k$ deve ser estacionária para $\varepsilon t \sim I(0)$ ser um ruído branco. Isso ocorre quando a matriz Π tem posto reduzido; com isso, existem vetores de cointegração $r \leq (n - 1)$ nos quais n é o número de variáveis endógenas. Assim, testar a cointegração equivale a considerar o posto de Π, o que requer encontrar o número de colunas r linearmente independentes em Π. Em nossa análise empírica, usamos a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen para testar a cointegração e encontrar estimativas de probabilidade máxima de β.

Além disso, prosseguimos com nossa análise sobre a relação dinâmica entre preço e consumo de eletricidade. Portanto, antes de estimar as elasticidades de curto prazo na estrutura da VECM de equação simples, empregamos o teste de causalidade de Granger e posteriormente examinamos as funções de resposta ao impulso.

4 MODELOS TEÓRICOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

4.1 Modelos teóricos

O modelo teórico tem como principal objetivo encontrar a elasticidade-preço da demanda residencial de eletricidade e seus respectivos níveis de impacto quando considerados os níveis de renda domiciliar. Esse modelo é dividido em duas partes neste artigo. Em primeiro lugar, analisamos a elasticidade em um conjunto de dados em painel, observando dois tipos de consumidores diferentes. Em segundo lugar, analisamos o impacto de uma mudança de preço para as diferentes classes de consumidores, por meio de modelos VAR.

Para encontrar a elasticidade-preço da demanda de eletricidade, o modelo de painel é construído, podendo ser observado na equação (6). Esse tipo de formulação é usado em vários outros trabalhos, como em Arisoy e Ozturk (2014) e Adom (2017).

$$Log(EC)i_t = \alpha + \beta i_t \cdot Log(PE)i_t + \omega i_t, \tag{6}$$

em que $Log(EC)i_t$ é o logaritmo natural do consumo de energia e representa cada empresa de demanda de eletricidade nos dois tipos de consumidores, baixa renda e B1. A variável t representa o tempo em período mensal e o $Log(PE)i_t$ é o logaritmo natural do preço da energia. O argumento é o erro explicado na seção 3. Nessa configuração do modelo, os parâmetros βi_t podem ser interpretados como elasticidades.

O modelo VAR usa as mesmas variáveis descritas na equação (6) no mesmo período de tempo, mas calculamos as observações das empresas em uma empresa mediana. De início, aplicamos o teste de Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller – ADF) desenvolvido por Dickey e Fuller (1979; 1981) para testar a existência de raiz unitária.[5] Escolhemos o número de defasagens (*lags*) no modelo VAR, de acordo com os

5. A formulação matemática está disponível no apêndice B.

critérios de informação de Akaike. Depois disso, testamos a cointegração para identificar as elasticidades de longo prazo. Esses mecanismos determinam o impacto da função de resposta ao impulso nos consumos de energia a choques nos preços da energia.

De acordo com Casarin e Delfino (2011), a demanda residencial de eletricidade pode ser expressa como função de variáveis econômicas (notadamente, preço), como na seguinte modelagem:

$$ECi_t\ median = f(PEi_t\ median), \tag{7}$$

em que a mediana de ECi_t agrega os dois tipos de consumidores. Para a estimação da função de resposta ao impulso no VAR, calculamos a mediana das variáveis $EC_{it\ median}$ e $PE_{it\ median}$ para todas as empresas no tempo t (mês), tornando-a numa análise nacional mensal. Então, podemos fazer uma análise de séries temporais. Estudos de demanda de séries temporais geralmente assumem que a equação (7) pode ser parametrizada usando uma forma de função Cobb-Douglas (Casarin e Delfino, 2011).

A equação (7) pode ser reescrita, depois de usar funções logarítmicas, como vemos na equação (8) a seguir.

$$log(ECi_t\ median) = \alpha + \beta i_t \cdot log(PEi_t\ median) + \varepsilon i_t, \tag{8}$$

em que εi_t é um termo residual estocástico que, no caso de demanda de eletricidade, consiste na estimativa da forma residual na equação (8), ou seja, o desvio entre os níveis atual e de equilíbrio. A equação (8) pode ser então reescrita como sugerem Casarin e Delfino (2011):

$$\varepsilon i_t = log(ECi_t\ median) - \alpha - \beta i_t \cdot log(PEi_t\ median). \tag{9}$$

4.2 Variáveis e base de dados

Os dados são obtidos publicamente na ANEEL, órgão responsável pela regulamentação do mercado de energia elétrica no Brasil. Os dados completos representam 63 empresas de distribuição de energia elétrica em todo território nacional. Os dados originais contemplam, para cada distribuidora e por tipo de consumidor, a energia consumida em megawatt-hora, a receita bruta auferida em reais e o número de consumidores registrados.

Há duas bases de dados distintas para os consumidores de energia elétrica, sendo que uma inclui todos consumidores residenciais (B1) e outra apenas os de baixa renda, que são beneficiários do programa TSEE. A periodicidade dos dados é mensal.

Uma das principais variáveis neste estudo é o *consumo de energia* (EC), que representa a quantidade de energia consumida dividida pelo número de consumidores em cada empresa de distribuição de energia. Outra variável importante usada é o *preço da energia* (PE), que é calculado dividindo a receita total pelo consumo total em cada distribuidora e tipo de consumidor. Isso representa a tarifa de distribuição em reais por megawatt-hora de eletricidade consumida. Para corrigir a inflação, deflacionamos a tarifa de distribuição usando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA).

Há duas categorias de consumidores residenciais, que são os que consomem: i) menos de 220 kWh e estão habilitados para a TSEE,[6] aqui chamados de baixa renda; e ii) mais que 220 kWh e pagam tarifa normal, aqui denominados B1 (consumidor residencial médio).

4.3 Descrição das variáveis

Na tabela 1, podemos observar diferenças de consumo e preço entre consumidor médio e consumidor de baixa renda. Como seria de esperar, o consumidor médio paga mais e usa mais energia do que o de baixa renda.

TABELA 1
Estatística descritiva do preço e do consumo de energia elétrica em cada distribuidora por tipo de consumidor residencial (2019)

	Consumo (*MWh*)	*Consumo* (*MWh*)	*Preço* (*R$/MWh*)	*Preço* (*R$/MWh*)
	Consumidor Médio (*B*1)	*Consumidor Baixa Renda*	*Consumidor Médio* (*B*1)	*Consumidor Baixa Renda*
*M*ínimo	2, 297	0, 0623	128, 8	140, 1
Primeiro q*uartil*	5, 162	0, 1192	365, 1	248, 8
Mediana	5, 923	0, 1490	428, 6	290, 4
Média	6, 219	0, 1452	430, 9	300, 4

(Continua)

6. O Brasil possui um programa social que subsidia de forma progressiva o consumo de energia elétrica das residências para as famílias mais pobres, cujo benefício pode variar entre 10% a 65% do seu consumo mensal. Para ter sua tarifa reduzida, a família deve se inscrever no programa social TSEE do governo federal e cumprir um dos seguintes requisitos: i) ganhar até meio salário mínimo por membro do domicílio; ii) receber um benefício de assistência social continuada; ou iii) ter uma renda mensal de até três salários mínimos e um membro da família com doença ou deficiência que requeira assistência médica que exija o uso de energia elétrica.

(Continuação)

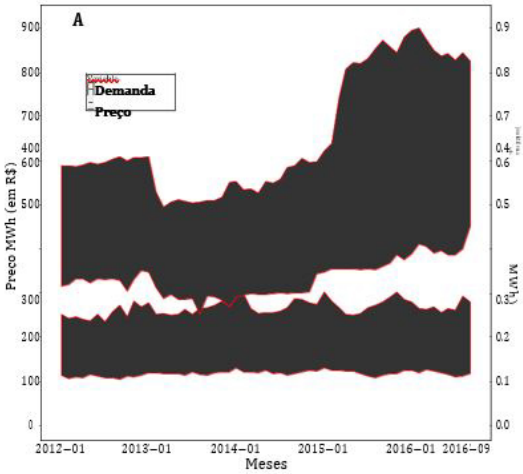
	Consumo (*MWh*)	*Consumo* (*MWh*)	*Preço* (*R$/MWh*)	*Preço* (*R$/MWh*)
	Consumidor Médio (*B*1)	*Consumidor Baixa Renda*	*Consumidor Médio* (*B*1)	*Consumidor Baixa Renda*
Terceiro *quartil*	7, 050	0, 1674	492, 4	341, 9
*M*áximo	15, 158	0, 3252	722, 4	632, 2

Elaboração dos autores.
Obs.: Os preços de energia elétrica foram deflacionados pelo IPCA.

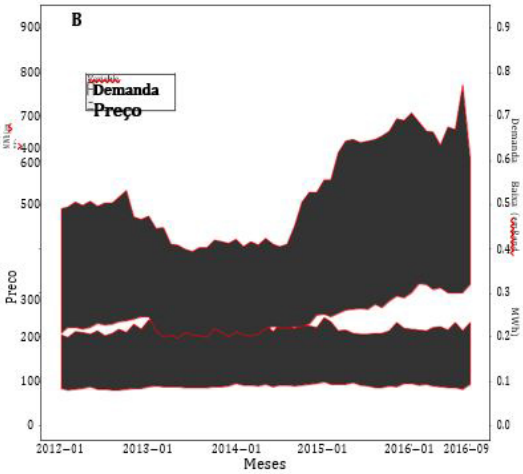
Para entender as características dos consumidores e a consequente resposta na modelagem da elasticidade-preço, apresentamos, no gráfico 1, alguns dados agregados como a mediana com intervalo de confiança de 95% nas séries temporais analisadas do preço (em reais por MWh) e da demanda (em MWh por consumidor). Nos gráficos 1A e 1B, existe uma diferença perceptível em termos da heterogeneidade interna para o consumidor B1, que apresenta maior grau de variação entre a renda e o tamanho da demanda desse consumidor. Note que a variação também pode ocorrer em detrimento da localização da agência de transmissão, pois os dados apresentados são os dados médios para todo o país. Por sua vez, o consumidor de baixa renda tem menor intervalo de confiança em torno do valor mediano para sua classe, em parte porque essa categoria tem as menores diferenças internas, sendo que praticamente todos os consumidores dessa classe têm quase a mesma capacidade de pagamento para energia elétrica.

GRÁFICO 1
Valor médio de demanda e preço de energia elétrica para os consumidores B1 e de baixa renda (2019)

1A – Consumidor *B1*



1B – Consumidor de baixa renda



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Utilizando os dados de massa salarial mensal por Unidade da Federação (UF) fornecidos pelo IBGE, foi possível ainda estimar a elasticidade-renda da demanda de energia elétrica para consumidores residenciais no Brasil. Contudo, a dificuldade em obter dados mais precisos e tempestivos sobre a variação dos rendimentos para os consumidores de baixa renda inviabilizou uma estimação diferenciada entre esse grupo e os demais consumidores B1. Os resultados são apresentados, a seguir, na seção 5.

5 ANÁLISE EMPÍRICA E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

5.1 Análise em painel da elasticidade-preço da demanda de energia elétrica

Nesta subseção, queremos identificar os parâmetros de elasticidade-preço de demanda para os dois grupos de consumidores residenciais de energia elétrica. No primeiro caso, analisamos os dados em painel para identificar as possíveis elasticidades desses consumidores.

A tabela 2 mostra as regressões dos dados em painel das elasticidades-preço da demanda de energia elétrica. Como podemos ver, esses resultados indicam que a demanda é inelástica ao preço independentemente do tipo de consumidor, o que está de acordo com os achados de Bjørner, Togeby e Jensen (2001) e Blázquez, Boogen e Filippini (2013), entre outros estudos similares. Os resultados demonstram que a eletricidade é um bem necessário a todos consumidores residenciais; no entanto, o consumidor de baixa renda tem uma demanda mais elástica que o médio, o que pode ser explicado pelo seu maior custo de oportunidade em termos de substituição de outros bens de sua cesta de consumo por energia. O parâmetro de elasticidade do consumidor de baixa renda é de -0,3819 e, para o consumidor médio, de -0,0455. Observamos que o consumidor de baixa renda tem um impacto mais negativo de uma mudança nos preços no consumo do que o consumidor médio.

TABELA 2
Modelo de efeitos aleatórios: elasticidade-preço da demanda de energia elétrica (2019)

$Log(EC)_{it}$	*Modelo* 1 *Consumidor Baixa Renda*	*Modelo* 2 *Consumidor Médio* ($B1$)
α	10,3871	10,9234
	(< 2,2 e–16 ***)	(< 2,2 e–16 ***)
$log(PE)_{it}$	-0,3819	-0,0455
	(< 2,2 e^{-16} ***)	(5,45 e–05 ***)

(Continua)

(Continuação)

$Log(EC)_{it}$	$Modelo$ 1 $Consumidor\ Baixa\ Renda$	$Modelo$ 2 $Consumidor\ Médio\ (B1)$
$R2 - ajustado$	0,0572	0,0043
$Levin - Lin - Chu$ (teste de raiz unitária)	Z = -1,9884	Z = -3,0192
	(0,0234.)	(0,0013***)
$Maddala - Wu$ (teste de raiz unitária)		
	χ^2 = 82,8	χ^2 = 91,119
	(< 2, 2 e^{-16} ***)	(< 2, 2 e^{-16} ***)
$Hausman$		
	χ^2 = 0,4672	χ^2 = 1,0329
	(0,4943)	(0,3095)
$Honda$		
	Z = 218, 316	Z = 314, 26
	(< 2,2 e^{-16} ***)	(< 2,2 e^{-16} ***)

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Estatística de *p*-valor: 0***; 0,001**; 0,01*; 0,05; 0,1.
2. Usamos a técnica de Swamy e Arora (1972) para estimar o modelo de painel de efeitos aleatórios. Para escolher o melhor modelo para esse conjunto de dados, usamos primeiramente o teste de Honda para verificar se a série consiste de um painel ou dados agrupados, depois definimos a melhor estimativa de painel fazendo o teste de Hausman. Para testar a estacionariedade do painel, usamos os testes de Levin, Lin e Chu (2002) e Maddala e Wu (1999).

Os resultados mostram que, se aumentarmos 1% no preço da energia, o consumo das famílias de baixa renda cairá 0,3819% e o das de renda média, 0,0455%. Blázquez, Boogen e Filippini (2013) e Adom (2017) encontraram resultados similares, inferiores a -0,1% para a média dos consumidores residenciais na Espanha e em Gana, respectivamente. Cumpre notar que, mesmo sendo a energia elétrica um bem necessário, para o qual mudanças nos preços têm pouco impacto em sua demanda, os resultados indicam que o consumidor de baixa renda ainda tem uma sensibilidade ao preço de quase dez vezes a mais do que o consumidor médio.

Esses resultados podem ajudar os formuladores de políticas públicas a avaliar suas ações em relação às tarifas levando em conta o tipo de consumidor. Uma das avaliações que podem ser feitas, a partir das elasticidades aqui estimadas, é quanto ao efeito na eficiência econômica provocado pela implantação da política de "tarifa social" no Brasil, que definiu preços subsidiados de energia elétrica para os consumidores residenciais de baixa renda, cujo custo é rateado entre os demais consumidores de energia.

Para subsidiar esses consumidores, os demais consumidores pagam um pouco mais pela energia elétrica, de modo que, para os fornecedores, o impacto da política seja nulo. Assim, todo o efeito da política se resume em variações do excedente dos consumidores. No caso, os consumidores de renda média têm seu excedente reduzido, por pagaram um preço

mais elevado e consumirem menos. Já os de baixa renda têm seu excedente aumentado, por pagarem menos e consumirem mais. Como a resposta do consumidor médio é mais suave do que a do de baixa renda, o aumento de excedente do consumidor de baixa renda é maior que a redução do médio, levando a um aumento do excedente dos consumidores como um todo. Como não há outros custos ou benefícios associados à política da tarifa social, conclui-se que houve um aumento do bem-estar social. Trata-se de um dos raros exemplos de política pública em que os efeitos distributivos e de eficiência são positivos.

5.2 Análise em VAR da elasticidade-preço da demanda de energia elétrica

Nesta etapa da análise, queremos identificar a velocidade da reação de choques (impulsos) na mudança dos preços da eletricidade residencial. Para isso, empregamos os modelos VAR e VECM.

Com o objetivo de estimar os modelos de séries temporais, como os modelos VAR e VECM, temos que determinar a estabilidade dos dados da série temporal. Na tabela 3, podemos ver os resultados do teste de Dickey e Fuller (1979; 1981) para raiz unitária. Esse teste tem como hipótese nula a determinação da raiz unitária nos dados de séries temporais utilizadas.

TABELA 3
Teste de raiz unitária ADF (2019)

Variáveis	Lags	T - valor	P - valor
$Log(EC)_{middle\ consumer}$	8	-1, 943	0, 0597
$Log(EC)_{lower\ consumer}$	4	2, 763	0, 0096**
$Log(PE)_{middle\ consumer}$	1	3, 407	0, 0016**
$Log(PE)_{lower\ consumer}$	1	3, 091	0, 0038**

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Estatística *p*-valor: 0***; 0,001**; 0,01*; 0,05; 0,1.
2. Teste de raiz unitária ADF (1979). Dickey e Fuller (1981) para as variáveis de séries temporais deste estudo.

Como podemos ver na tabela 3, a estacionariedade de todas as séries de variáveis apenas ocorre no intervalo 8, que equivale ao oitavo mês. Em outras palavras, existe integração em cada uma das séries temporais. Na série de preços, temos integração de um período $I(1)$; na série de consumo, temos uma integração de quarta ordem para o consumidor de baixa renda $I(4)$ e uma integração de oitava ordem para consumidor médio $I(8)$.[7]

7. Construímos os critérios de Akaike para identificar a melhor defasagem do modelo VAR, e o resultado mostra que a defasagem 8 é melhor para resolver o modelo, como podemos ver na tabela 3.

Para determinar a defasagem correta da integração em todas as séries, aplicamos o teste de cointegração de Johansen. Esse teste indica que há pelo menos dois vetores de integração, portanto processamos o modelo VECM incluindo duas equações de integração. Podemos ver esses resultados na tabela 4.

TABELA 4
Teste de cointegração de Johansen (2019)

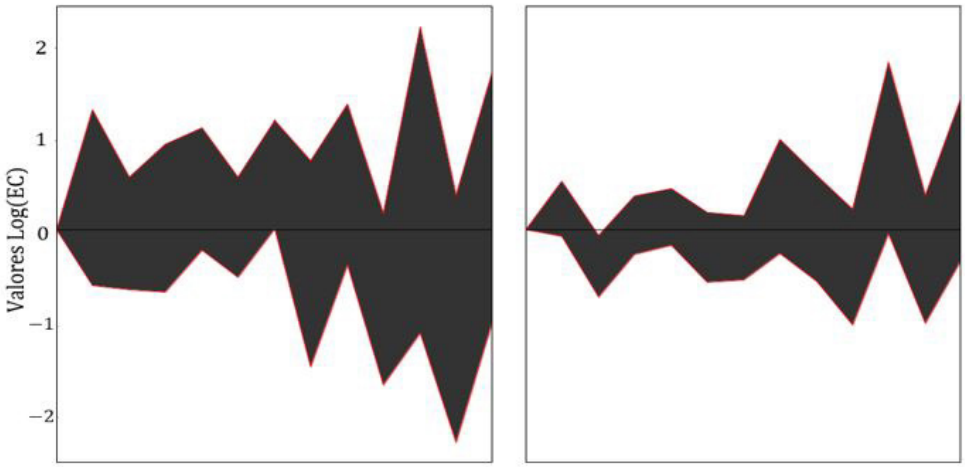
Lags	*Teste* estatística do traço	*Valor* crítico 10%	*Valor* crítico 5%	*Valor* crítico 1%
3	10,06	10,49	12,25	16,26
2	38,98***	22,76	25,32	30,45
1	82,41***	39,06	42,44	48,45
0	138,96***	110,42	114,90	124,75

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. p-value: 0 ***; 0,001 **; 0,01 *; 0,05 .; 0,1.
2. Teste de raiz de cointegração de Johansen para estimação da cointegração entre as séries. Se $|\Phi(Z)| = 0$, implica que $Z > I$ e $0 < posto\ (\Phi) = r < n$, então existem matrizes α e β de dimensão nXr tais que: $\Phi = \alpha \cdot \beta T$. O teste de Johansen se propõe a definir o posto da matriz Φ e, assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β. Essa estimação permite a estimação do modelo VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Após os testes de diagnóstico de séries temporais, utilizamos a função de resposta ao impulso em um modelo VECM, para determinar a velocidade de uma mudança no preço da energia elétrica no consumo dos dois tipos de consumidores.

GRÁFICO 2
Resultados da função de resposta ao impulso ortogonal do preço em relação ao consumo de energia elétrica entre os dois tipos de consumidores (2019)

2A – Consumidor *B1* 2B – Consumidor de baixa renda



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os resultados presentes no gráfico 2 demonstram a tendência temporal da função de resposta ao impulso ortogonal ($Log(PEit\ median)$) com comportamento diferente, ao longo do tempo, para a mediana de consumidores de cada classe de consumidor deste estudo. Para os consumidores de baixa renda, a tendência de resposta é mais rápida e com redução do consumo para esse tipo de consumidor no início da elevação de preços. Esses consumidores têm um comportamento mais sensível à variação de preços, mas são mais homogêneos em sua renda e na participação do consumidor mensal (uma vez que sua classe de consumo é baseada no tamanho do consumo de energia e outros parâmetros descritos na seção 4); por causa disso, o intervalo de confiança é menor se comparado com consumidor B1 (consumidor médio residencial). Por sua vez, o consumidor B1 demonstra mais resiliência à variação da mediana da variação do consumo, em função da sua heterogeneidade, e a função de resposta ao impulso ortogonal apresenta mais variação do intervalo de confiança, que é mais amplo nos primeiros meses da avaliação. Além disso, a tendência de resposta do consumidor de baixa renda à variação de preços aumenta sua heterogeneidade ao longo do tempo, especialmente após o sexto mês.

Os resultados apresentados nesta pesquisa presumem resposta ao impulso de variações de preços no consumo semelhantes à observada por Narayan, Smyth e Prasad (2007), cujos valores de elasticidade-preço da demanda variaram entre -0,04906 e -0,8495 nos diferentes países estudados. Todavia, é importante destacar que nossa pesquisa focou em diferentes tipos de consumidor em um único país, enquanto Narayan, Smyth e Prasad (2007) analisaram essa perspectiva em diferentes países com diferentes níveis de renda, o que explica a maior variabilidade encontrada em seus resultados.

A variação do preço da energia tem impactos diretos oriundos da política pública brasileira como resultado da regra de correção de preço anual do governo brasileiro que pode ou não elevar o preço mínimo da energia elétrica uma vez por ano. Por causa desse comportamento, é importante para os formuladores de políticas ter algum estimador do impacto de mudança nos preços da energia em termos de velocidade desse impacto nos consumidores. E, em um sistema de definição de preços com classes de consumo diferentes, como a energia elétrica brasileira, possuir velocidades diferentes para cada classe de consumidor no ato de geração de políticas públicas é uma vantagem.

No caso da classe baixa renda, a velocidade da resposta ao impulso do preço no consumo é mais rápida do que no caso do consumidor médio (gráfico 2). Para o consumidor de baixa renda, a primeira reação a uma elevação de preço é de cerca de dois meses após o

novo preço chegar ao mercado – em contraste, o consumidor médio tem resposta após sete meses da mudança de preço. Nesse contexto, os formuladores de políticas podem decidir quando e quanto podem mudar os preços e avaliar quando a repercussão ocorrerá e qual é o tamanho desse impacto. No final, a velocidade do impacto pode ser usada como uma medida para avaliar a resposta das famílias às mudanças nos preços da eletricidade.

5.3 Análise em painel da elasticidade-renda da demanda de energia elétrica

Utilizando um modelo de dados em painel balanceado, estimamos a seguir a elasticidade-renda da demanda de energia elétrica para os consumidores residenciais no Brasil. Dada a impossibilidade de obter dados precisos sobre a variação de rendimentos para diferentes classes de consumidores residenciais de energia, optamos por fazer essa estimação englobando todos os consumidores da base B1 da ANEEL. Os dados para renda (*msal*) foram calculados a partir dos dados de massa salarial por UF produzidos pelo IBGE. A tabela 5, a seguir, apresenta os resultados obtidos pelo modelo.

TABELA 5
Modelo de efeitos aleatórios: elasticidade-renda da demanda de energia elétrica (2019)

$Log(EC)_{it}$	$Modelo$ $Consumidor$ médio B1 (base completa)
α	-4,6843
	(< 2,2 e^{-16} ***)
$log(\text{msal})_{it}$	0,891733
	(< 2,2 e^{-16} ***)
$R2 - ajustado$	0,76906
$Levin - Lin - Chu$ (*teste de raiz unitária*)	Z = 12,033
	χ^2 = 267,41
$Maddala - Wu$ (*teste de raiz unitária*)	(< 2,2 e^{-16} ***)
	χ^2 = 0,60733
$Hausman$	(0,4358)
$Honda$	Z = 36,561
	(< 2,2 e^{-16} ***)

Elaboração dos autores.

A partir do teste de Hausman, que não descartou a hipótese alternativa, o modelo de efeitos aleatórios se mostrou o mais consistente para a análise. Já o teste de Honda rejeitou a hipótese de empilhamento de dados (*pooling*), atestando novamente a consistência do modelo de efeitos aleatórios. Por seu turno, ambos os testes de Levin-Lin-Chu e Maddala-Wu para raiz unitária rejeitaram a hipótese nula, comprovando a estacionariedade dos dados empregados no painel.

Com base nesse modelo, encontramos uma elasticidade-renda da demanda por energia elétrica de 0,892 para a média dos consumidores residenciais do Brasil (incluindo os de baixa renda). Esse resultado se encontra em linha com a literatura que sugere uma relação positiva, porém inelástica entre o consumo de energia e o aumento da renda das famílias e empresas (Blundell e Bond, 1998; Bjørner, Togeby e Jensen, 2001). Também está coerente com a intuição de que a elasticidade-renda do consumo de energia tende a ser maior para domicílios com menor renda, uma vez que o valor estimado para os consumidores brasileiros foi maior que o encontrado em países com renda *per capita* superior por essa mesma literatura.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apesar da vasta literatura que mede as elasticidades-preço de demanda dos consumidores residenciais de diferentes países, poucos estudos analisam diferenças no padrão de consumo de energia entre os consumidores dentro de um mesmo país. Esta análise é relevante tanto para os gestores das empresas de distribuição, ao obter melhor conhecimento sobre seus clientes, quanto para os formuladores de políticas públicas, que podem fazer uma política distributiva melhor focalizada. Também fornece uma informação importante para os próprios consumidores, que podem compreender melhor como se dá a regulação do setor de energia elétrica nacional e usar de seu poder enquanto eleitores para influenciar as políticas públicas nesse mercado.

O modelo de elasticidade-preço da demanda por eletricidade apresentado neste estudo apontou diferenças significativas de resposta à variação de preços para o consumidor médio e o de baixa renda no Brasil. Os resultados mostraram uma resposta mais inelástica para o consumidor médio e um padrão menos inelástico para o consumidor de baixa renda. Os valores de elasticidade-preço de demanda foram de -0,3819

e -0,0455 para baixa renda e consumidor médio, respectivamente. Também podemos ver nos resultados que o consumidor de baixa renda tem uma resposta, em termos de variação do consumo, mais rápida que o consumidor médio após mudanças no preço da energia elétrica.

A modelagem da elasticidade-preço da demanda por eletricidade usada nesta pesquisa pode fornecer uma estrutura para os formuladores de políticas decidirem quanto e quando mudar o preço da eletricidade com base nos melhores resultados para toda a sociedade e, ao mesmo tempo, fornecer uma abordagem *ex ante* para estimar os impactos da variação do preço da energia elétrica.

Nosso estudo também estimou a elasticidade-renda da demanda por energia elétrica dos consumidores residenciais no Brasil, com valor de 0,892. Essa estimativa é relevante não apenas para o planejamento setorial de longo prazo diante da expectativa de crescimento da renda nacional, mas também para o subsídio de simulações macroeconômicas e de expansão da atividade produtiva em nível regional, uma vez que se evidencia grande correlação entre o crescimento da renda e o consumo de energia das famílias.

REFERÊNCIAS

ADOM, P. K. The long-run price sensitivity dynamics of industrial and residential electricity demand: the impact of deregulating electricity prices. **Energy Economics**, v. 62, p. 43-60, 2017. Disponível em: <https://is.gd/FPUb0d>. Acesso em: 17 maio 2021.

ALBERINI, A.; FILIPPINI, M. Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error. **Energy Economics**, v. 33, n. 5, p. 889-895, 2011. Disponível em: <https://is.gd/LRUkWC>. Acesso em: 17 maio 2021.

ALVES, D. C.; BUENO, R. de LOSSO da SILVEIRA. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. **Energy Economics**, v. 25, n. 2, p. 191-199, 2003.

ARISOY, I.; OZTURK, I. Estimating industrial and residential electricity demand in Turkey: a time varying parameter approach. **Energy**, v. 66, p. 959-964, 2014. Disponível em: <https://is.gd/XMLdik>. Acesso em: 17 maio 2021.

ARTHUR, M. de F. S.; BOND, C. A.; WILLSON, B. Estimation of elasticities for domestic energy demand in Mozambique. **Energy Economics**, v. 34, n. 2, p. 398-409, 2012. Disponível em: <https://is.gd/i6D7oK>. Acesso em: 17 maio 2021.

BARNETT, A. H.; REUTTER, K. A.; THOMPSON, H. The first step in restructuring the US electric industry. **Energy Economics**, v. 27, n. 2, p. 225-235, 2005.

BJØRNER, T. B.; TOGEBY, M.; JENSEN, H. H. Industrial companies' demand for electricity: evidence from a micropanel. **Energy Economics**, v. 23, n. 5, p. 595-617, 2001.

BLÁZQUEZ, L.; BOOGEN, N.; FILIPPINI, M. Residential electricity demand in Spain: new empirical evidence using aggregate data. **Energy Economics**, v. 36, p. 648-657, 2013. Disponível em: <https://is.gd/IBcB0a>. Acesso em: 17 maio 2021.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

BOOGEN, N.; DATTA, S.; FILIPPINI, M. Demand-side management by electric utilities in Switzerland: analyzing its impact on residential electricity demand. **Energy Economics**, v. 64, p. 402-414, 2017. Disponível em: <https://is.gd/jJIvar>. Acesso em: 17 maio 2021.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 2nd ed. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2008.

CASARIN, A. A.; DELFINO, M. E. Price freezes, durables, and residential electricity demand: evidence from greater Buenos Aires. **Energy Economics**, v. 33, n. 5, p. 859-869, 2011.

CHAUDHRY, A. A. A panel data analysis of electricity demand in Pakistan. **The Lahore Journal of Economics**, v. 15, n. September, p. 75-106, 2010.

CLASTRES, C.; KHALFALLAH, H. An analytical approach to activating demand elasticity with a demand response mechanism. **Energy Economics**, v. 52, p. 195-206, 2015. Disponível em: <https://is.gd/UzZu1z>. Acesso em: 17 maio 2021.

DAGLISH, T. Consumer governance in electricity markets. **Energy Economics**, v. 56, p. 326-337, 2016. Disponível em: <https://is.gd/ORxsTw>. Acesso em: 17 maio 2021.

DAGOUMAS, A. S.; KOLTSAKLIS, N. E.; PANAPAKIDIS, I. P. An integrated model for risk management in electricity trade. **Energy**, v. 124, p. 350-363, 2017. Disponível em: <https://is.gd/icuBKf>. Acesso em: 17 maio 2021.

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

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981. Disponível em: <https://is.gd/7w6NEb>. Acesso em: 17 maio 2021.

FOLEY, A. M. *et al*. A strategic review of electricity systems models. **Energy**, v. 35, n. 12, p. 4522-4530, 2010. Disponível em: <https://is.gd/yA9ucm>. Acesso em: 17 maio 2021.

GANS, W.; ALBERINI, A.; LONGO, A. Smart meter devices and the effect of feedback on residential electricity consumption: evidence from a natural experiment in Northern Ireland. **Energy Economics**, v. 36, p. 729-743, 2013. Disponível em: <https://is.gd/ObMoOh>. Acesso em: 17 maio 2021.

GHADERI, A.; MOGHADDAM, M. P.; SHEIKH-EL-ESLAMI, M. K. Energy efficiency resource modeling in generation expansion planning. **Energy**, v. 68, p. 529-537, 2014. Disponível em: <https://is.gd/Q9juUf>. Acesso em: 17 maio 2021.

HAGFORS, L. I. *et al*. Modeling the UK electricity price distributions using quantile regression. **Energy**, v. 102, p. 231-243, 2016. Disponível em: <https://is.gd/WIoCRr>. Acesso em: 17 maio 2021.

HÄMÄLÄINEN, R. P. *et al*. Cooperative consumers in a deregulated electricity market: dynamic consumption strategies and price coordination. **Energy**, v. 25, n. 9, p. 857-875, 2000.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HODGE, T.; DAHL, C. A. Power marketer pricing behavior in the California Power Exchange. **Energy Economics**, v. 34, n. 2, p. 568-575, 2012. Disponível em: <https://is.gd/ux5Ris>. Acesso em: 17 maio 2021.

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

KETTERER, J. C. The impact of wind power generation on the electricity price in Germany. **Energy Economics**, v. 44, p. 270-280, 2014. Disponível em: <https://is.gd/8sB1M5>. Acesso em: 17 maio 2021.

KOLIOU, E. *et al*. Demand response in liberalized electricity markets: analysis of aggregated load participation in the German balancing mechanism. **Energy**, v. 71, p. 245-254, 2014. Disponível em: <https://is.gd/vfXrcF>. Acesso em: 17 maio 2021.

LEE, C. C.; CHIU, Y. B. Electricity demand elasticities and temperature: evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach. **Energy Economics**, v. 33, n. 5, p. 896-902, 2011. Disponível em: <https://is.gd/fMJF6I>. Acesso em: 17 maio 2021.

LENZEN, M. *et al*. A comparative multivariate analysis of household energy requirements in Australia, Brazil, Denmark, India and Japan. **Energy**, v. 31, n. 2-3, p. 181-207, 2006.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

LI, Y.; FLYNN, P. C. Electricity deregulation, spot price patterns and demand-side management. **Energy**, v. 31, n. 6-7, p. 908-922, 2006.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. 1, p. 631-652, 1999.

MIRZA, F. M.; BERGLAND, O. Pass-through of wholesale price to the end user retail price in the Norwegian electricity market. **Energy Economics**, v. 34, n. 6, p. 2003-2012, 2012. Disponível em: <https://is.gd/dvfNvP>. Acesso em: 17 maio 2021.

MORAL-CARCEDO, J.; VICÉNS-OTERO, J. Modelling the non-linear response of Spanish electricity demand to temperature variations. **Energy Economics**, v. 27, n. 3, p. 477-494, 2005.

NARAYAN, P. K.; SMYTH, R.; PRASAD, A. Electricity consumption in G7 countries: a panel cointegration analysis of residential demand elasticities. **Energy Policy**, v. 35, n. 9, p. 4485-4494, 2007.

PACHAURI, S. *et al*. On measuring energy poverty in indian households. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 2083-2104, 2004.

POLEMIS, M. L. Modeling industrial energy demand in Greece using cointegration techniques. **Energy Policy**, v. 35, p. 4039-4050, 2007.

PROENÇA, S.; ST. AUBYN, M. Hybrid modeling to support energy-climate policy: effects of feed-in tariffs to promote renewable energy in Portugal. **Energy Economics**, v. 38, p. 176-185, 2013. Disponível em: <https://is.gd/uRztiW>. Acesso em: 17 maio 2021.

RÄSÄNEN, M.; RUUSUNEN, J.; HÄMÄLÄINEN, R. P. Optimal tariff design under consumer self-selection. **Energy Economics**, v. 19, n. 2, p. 151-167, 1997.

SWAMY, P. A. V. B. Efficient inference in a random coefficient regression model. **Ecometrica**, v. 38, n. 2, p. 311-323, 1970.

SWAMY, P. A. V. B.; ARORA, S. S. The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. **Econometrica**, v. 40, n. 2, p. 261-275, 1972.

APÊNDICE A

ESTIMAÇÃO DE SWAMY PARA EFEITOS ALEATÓRIOS

A proposta de Swamy e Arora (1972) é baseada em Swamy (1970) que usa o método dos mínimos quadrados generalizados (*generalized least squares* – GLS) para estimação da equação (2), na qual usa a variação aleatória (e independentemente uma da outra) em torno de um conjunto de valores fixos. Denotando os vetores de coeficientes obtidos para cada estimativa individual, então temos:

$$\hat{\beta}_i = \left(\sum_{i=1}^{n}\left(\widehat{\Delta} + \widehat{\sigma}_i^2\left(X_i^T X_i\right)^{-1}\right)^{-1}\right)\left(\widehat{\Delta} + \widehat{\sigma}_i^2\left(X_i^T X_i\right)^{-1}\right)^{-1} \cdot \hat{\beta}_i, \tag{A.1}$$

em que $\widehat{\sigma}_i^2$ é o estimador não viesado da variância dos erros para i individual obtidos a partir da estimativa preliminar. A matriz representa a matriz de variáveis exógenas, como o mesmo que o x na equação (2), mas na representação matricial. O parâmetro $\widehat{\Delta}$ é:

$$\hat{\Delta} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(\hat{\beta}_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{\beta}_i\right)\left(\hat{\beta}_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{\beta}_i\right)^T - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\widehat{\sigma}_i^2\left(X_i^T X_i\right)^{-1}. \tag{A.2}$$

Se essa matriz não for positiva-definitiva, o segundo termo é eliminado.

REFERÊNCIAS

SWAMY, P. A. V. B. Efficient inference in a random coefficient regression model. **Ecometrica**, v. 38, n. 2, p. 311-323, 1970.

SWAMY, P. A. V. B.; ARORA, S. S. The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. **Econometrica**, v. 40, n. 2, p. 261-275, 1972.

APÊNDICE B

TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER

A inspeção visual de uma série temporal raramente produz uma distinção suficiente de tendência estocástica ou tendência determinista. Todavia, o teste da raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller – ADF) resolve esse problema. O teste de Dickey e Fuller (1979; 1981) pode ser escrito da forma a seguir.

Considere o modelo:

$$y_t = \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{B.1}$$

A hipótese nula é H_0: $\Phi = 1$. Em geral, testamos as hipóteses nulas como zero, para que possamos deduzir $yt-1$ nos dois lados da equação.

$$\Delta y_t = (\Phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{B.2}$$

em que $\alpha \equiv \Phi - 1$. Portanto, $H_0 : \Phi = 1$ é igual a $H_0 : \alpha = 0$.

Dessa forma, Dickey e Fuller (1979) encontraram a equação para $\hat{\alpha}$:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2}. \tag{B.3}$$

Outro termo encontrado pelos autores é o desvio padrão para o argumento para $s(\hat{\alpha})$:

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-1}} \sum_{t=1}^{T} (\Delta y_t - \hat{\alpha} y_{t-1})^2}{\sqrt{\sum_{t-1}^{T} y_{t-1}^2}}. \tag{B.4}$$

Finalmente, nós obtemos a estatística τ:

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})}. \tag{B.5}$$

O critério de rejeição da hipóteses nula é $\hat{\tau} < \tau$, em que τ é o valor crítico obtido pelos experimentos de Monte Carlo. Assim, podemos rejeitar a hipótese nula e concluir que as séries temporais não obtiveram raiz unitária. Por sua vez, se não rejeitarmos a hipótese nula, podemos admitir que a série tem uma raiz unitária.

O problema do teste Dickey-Fuller (1979) original é que os autores consideram o erro como um ruído branco. No entanto, o erro é um processo estocástico geral, não apenas ruído branco. Esse problema pode causar uma distorção no poder de teste. Usando a equação geral em Dickey e Fuller (1979) e adicionando em ambos os lados da equação o termo $(\Phi_{p-1} + \Phi_p)\, y_{t-p+n}$ e se repetirmos esse processo p vezes, no final teremos:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \tag{B.6}$$

em que:

$$\alpha = -\left(1 - \sum_{i=1}^{p} \Phi_i\right), \tag{B.7}$$

$$\lambda_i = -\sum_{j=1}^{p} \Phi_{j+1}. \tag{B.8}$$

Usando Δy_t e no mesmo teste τ, representado anteriormente, encontramos o teste de raiz unitária ADF.

REFERÊNCIAS

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

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981. Disponível em: <https://is.gd/7w6NEb>. Acesso em: 17 maio 2021.

APÊNDICE C

ESTACIONARIEDADE DE DADOS EM PAINEL

Para estimar o modelo correto de elasticidade em dados de painel, aplicamos dois tipos de teste de estacionariedade para painéis. O primeiro é o método de Levin, Lin e Chu (2002).

$$\text{Modelo 1} : \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Modelo 2} : \alpha_{0i} + \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Modelo 3} : \alpha_{0i} + \alpha_{0i} + \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$[\text{onde} - 2 < \delta \leq 0 \text{ para } i = 1, \ldots, N]$$

No modelo 1, a hipótese nula é $H_0 : \Delta = 0$ e a alternativa é $H_\alpha : \Delta < 0$ para testar a estrutura do painel. O $\{y_{it}\}$ tem uma média individual específica no modelo 2. Nesse caso, a hipótese nula é $H_0 : \delta = 0$ e $\alpha_{0i} = 0$ para todos os i e a alternativa é $H_a : \delta < 0$ e $\alpha_{0i} \in$ R. Finalmente, no modelo 3, o $\{y_{it}\}$ tem uma tendência de tempo e média específicos para cada indivíduo; nesses casos, a hipótese nula é $H_0 : \Delta = 0$ e $\alpha_{1i} = 0$, para todos os i, e a alternativa é $H_a : \delta < 0$ e $\alpha_{0i} \in$ R. A principal hipótese para esses autores é que:

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_i L \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \epsilon_{it}, m = 1, 2, 3.$$

No entanto, como pi é desconhecido, os autores sugerem um procedimento de três etapas para implementar esse tipo de teste de estacionariedade de painel. Na primeira etapa, o teste separa as regressões do Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller – ADF) para cada indivíduo no painel e gera dois resíduos ortogonalizados. Na segunda etapa, o teste requer estimar a proporção de desvio-padrão de inovação de curto prazo para cada indivíduo. Na terceira etapa, calculamos a regressão pelo método de mínimos quadrados ordinários (*ordinary least squares* – OLS) agrupada e calculamos a estatística t.

O segundo teste que procedemos é baseado em Maddala e Wu (1999), que é um teste não paramétrico e usa um teste estatístico ADF para cada diferente valor do número de defasagens usadas e diferentes tamanhos de amostra. Para usar isso, testamos uma raiz unitária para cada amostra e, assim, podemos obter o p-valor de π_i e depois resolver $-2\sum log_e \pi_i \sim \chi^2$ com $2N$ graus de liberdade, em que consiste o número de amostras separadas.

REFERÊNCIAS

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. 1, p. 631-652, 1999.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial
Reginaldo da Silva Domingos

Assistentes da Chefia
Rafael Augusto Ferreira Cardoso
Samuel Elias de Souza

Supervisão
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Everson da Silva Moura

Editoração
Aeromilson Trajano de Mesquita
Anderson Silva Reis
Cristiano Ferreira de Araújo
Danilo Leite de Macedo Tavares
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Tel.: (61) 2026-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL

ISSN 1415-4765