SENSIBILIDADE DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO AO PREÇO E À RENDA: UMA ANÁLISE ESPACIAL COMPARADA[1]

Wendell Cassemiro da Silva [2]
Augusta Pelinski Raiher [3]

O objetivo deste estudo foi analisar, de forma comparativa, os impactos do preço e da renda no consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os municípios dos estados do Ceará e do Paraná, no período entre 2005 e 2016. Para tal, foram estimados modelos espaciais com dados em painel. Os resultados demonstraram a existência de dependência espacial nos dados, razão pela qual seu não tratamento pode resultar em estimativas viesadas. Ainda, foi possível observar a formação de *clusters* do tipo baixo-baixo no interior de ambos os estados. Por essa razão, frisa-se a importância de políticas de desenvolvimento econômico focadas no interior. Foi verificado também que, de forma divergente da maioria da literatura, a demanda por energia elétrica em baixa tensão no Ceará foi elástica em relação ao preço. Por esse motivo, comprova-se a importância de políticas tarifárias diferenciadas para a população hipossuficiente dos municípios cearenses. Os resultados da pesquisa apontaram ainda que o efeito espacial indireto das variáveis explicativas se aproxima do efeito direto no Paraná, onde os níveis de renda e desenvolvimento são mais elevados.

Palavras-chave: consumo; energia elétrica; análise regional; econometria espacial.

SENSITIVITY OF LOW VOLTAGE ELECTRICITY CONSUMPTION TO PRICE AND INCOME: A COMPARATIVE SPATIAL ANALYSIS

The objective of this study was to analyze, in a comparative way, the impacts of price and income as determinants of low voltage electricity consumption between the municipalities of the states of Ceará and Paraná, in the period between 2005 and 2016. For this purpose, spatial models with panel data were estimated. The results demonstrated the existence of spatial dependence in the data, which is why their non-treatment can result in biased estimates. In addition, it was possible to observe the formation of cluster of the low-low type in the interior of both states. For this reason, the importance of economic development policies focused on the interior is stressed. It was also verified that, diverging from most literature, the demand for low-voltage electricity in the state of Ceará was elastic in relation to the price. For this reason, the importance of differentiated tariff policies for the low-income population in the municipalities of Ceará has been proven. The results of the survey also showed that the indirect spatial effect of income is close to the direct effect in the state of Paraná, where the level of income is higher.

Keywords: consumption; electric energy; regional analysis; spatial econometrics.

---

1. DOI: https://dx.doi.org/10.38116/ppp70art5.

2. Técnico administrativo na Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel). *E-mail*: wendell@aneel.gov.br. Lattes: http://lattes.cnpq.br/6453739497100749. Orcid: https://orcid.org/0000-0002-5744-5348.

3. Professora do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, do Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais e do curso de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG). *E-mail*: apelinski@gmail.com. Lattes: http://lattes.cnpq.br/2807884379340559. Orcid: https://orcid.org/0000-0001-9542-0689.

SENSIBILIDAD DEL CONSUMO DE ELECTRICIDAD DE BAJA TENSIÓN AL PRECIO E INGRESOS: UN ANÁLISIS ESPACIAL COMPARATIVO

El objetivo de este estudio fue analizar comparativamente los impactos del precio y los ingresos en el consumo de energía eléctrica en baja tensión entre los municipios de los estados de Ceará y Paraná, en el período comprendido entre 2005 y 2016. Para ello, se estimaron modelos de datos con datos de panel. Los resultados demostraron la existencia de dependencia espacial en los datos, por lo que su no tratamiento puede resultar en estimaciones sesgadas. Además, se pudo observar la formación de *clusters* bajo-bajo en el interior de ambos estados. Por ello, enfatiza la importancia de las políticas de desarrollo económico enfocadas al interior. También se encontró que, a diferencia de la mayoría de la literatura, la demanda de electricidad de baja tensión en el estado de Ceará era elástica en función del precio. Por ello, se comprueba la importancia de las políticas tarifarias diferenciadas para la población escasa de los municipios de Ceará. Los resultados de la investigación también señalaron que el efecto espacial indirecto de las variables explicativas es cercano al efecto directo en el estado de Paraná, donde el nivel de ingresos y desarrollo es mayor.

Palabras clave: consumo; energía eléctrica; análisis regional; econometría espacial.

JEL: C23; D12; R10.

1 INTRODUÇÃO

A relação do homem com a eletricidade foi tomando formas cada vez mais íntimas à medida que as comodidades e as necessidades foram evoluindo. Nesse sentido, é necessário entender que, atualmente, o consumo de energia elétrica é essencial para o bem-estar dos indivíduos.

Dada a homogeneidade existente na energia elétrica enquanto bem de consumo – especialmente pela impossibilidade de distingui-la em termos de qualidade[4] e pelas características técnicas e econômicas que envolvem a existência de mais de uma empresa para a prestação de tal serviço –, esse mercado naturalmente funciona sob um arranjo monopolístico. Consequentemente, a questão do preço praticado também evoluiu para um sistema de controle estatal, uma vez que se trata de um bem essencial (Zuba, 2017) cujo preço não pode ficar exclusivamente sob os interesses privados.

A forma mais comum, embora menos específica, de se classificar o serviço de entrega de energia elétrica se dá via observação do nível de tensão em que a energia é repassada ao consumidor. Conforme Lucinda e Anuatti Neto (2014), essa forma possui dois grupos distintos: i) consumidores conectados em alta tensão; e ii) consumidores conectados em baixa tensão. A necessidade de fazer essa diferenciação está relacionada com a estrutura física utilizada por cada serviço.

4. A forma de diferenciá-la fundamenta-se na qualidade de sua entrega, que normalmente compara os critérios de frequência e duração da qualidade do serviço de distribuição de energia elétrica.

Entende-se, por exemplo, que consumidores de alto consumo, como indústrias, requerem conexões em níveis mais elevados de tensão. Por sua vez, comércios e residências, por consumirem energia elétrica em quantidades comparativamente menores, são atendidos por estruturas menos robustas. É necessário frisar que, embora incomum, existem consumidores residenciais conectados em redes de alta tensão e, de forma semelhante, consumidores industriais conectados em redes de baixa tensão.

O entendimento dessa questão está intimamente ligado à construção dos preços praticados pelas empresas de energia elétrica no Brasil. Como estruturas diferentes possuem custos díspares, a definição de qual tipo de conexão está sendo utilizada tende a impactar diretamente os preços praticados. Essa formação de preços que toma por base o nível de tensão, conforme Roselli e Tomaselli (2008), é denominada estrutura vertical.

Contudo, a demanda por energia elétrica não está associada exclusivamente ao nível de tensão. Nos trabalhos realizados sobre o consumo de energia elétrica, como em Gomez, Filippini e Heimsch (2013), Siqueira, Cordeiro Júnior e Castelar (2006), Dantas, Costa e Silva (2016) e Burke e Abayasekara (2018), a abordagem tradicional foca no exame de classes de consumo (residencial, comercial e industrial, essencialmente), conhecida como análise horizontal, ou em termos agregados (consumo total), como em Ohtsuka, Oga e Kakamu (2010) e Cabral (2017).

Ainda no tocante às classificações do consumo de energia elétrica, existe no Brasil uma subclasse que, por sua vulnerabilidade social, possui uma aplicação de tarifas subsidiadas: a subclasse residencial baixa renda. Esse grupo de consumidores possui uma série de estudos específicos e está sob o olhar atento de análises de demanda, como as realizadas por Dias e Tavares (2004), Fugimoto (2005) e Nadaud (2012). Nesse contexto, a maior parte dos consumidores atendidos por essas tarifas subsidiadas encontra-se em localidades carentes das regiões Norte, Nordeste e Sudeste (Nadaud, 2012).

O objetivo geral da presente análise pode ser definido como analisar, de forma comparativa, os impactos do preço e da renda no consumo de energia elétrica entre os municípios dos estados do Ceará e do Paraná, no período entre 2005 e 2016. De forma específica, pretende-se analisar o nível de sensibilidade do conjunto de consumidores conectados às estruturas mais sensíveis em termos econômicos – aqueles conectados ao nível de baixa tensão, que é um dos diferenciais deste trabalho.

Do ponto de vista prático, dado que o atual modelo de contratação de energia elétrica pelas distribuidoras[5] requer que estas se responsabilizem pela contratação e por sua sazonalidade, é de vital importância para o planejamento eficiente dessas empresas que eventuais estudos quanto aos impactos da própria variação esperada de preço da energia elétrica e da previsão de alterações sobre a renda real dos consumidores sejam considerados.

5. Resolução Normativa Aneel nº 1.009, de 22 de março de 2022.

Dessa forma, para as distribuidoras de energia, estudos que demonstrem como a demanda de seus consumidores se altera com tais flutuações são essenciais. Ainda, a comprovação dos efeitos de seu mercado interno, em uma análise própria de sua área de concessões, é também fundamental.

Nos modelos de demanda de energia elétrica, em geral, consideram-se os impactos do preço e da renda. A suposição é de que, quanto maior a renda, mais elevado é o uso de equipamentos eletroeletrônicos e maior tende a ser o consumo de energia elétrica (Andrade e Lobão, 1997). Quanto ao preço, porém, essa relação tende a ser inversa. Consequentemente, o estágio de desenvolvimento econômico das regiões potencialmente afeta a dinâmica dessa demanda.

Nesse sentido, a hipótese desta pesquisa fundamenta-se na existência de diferentes elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por energia elétrica quando se tem espaços regionais com diferentes graus de desenvolvimento econômico. Portanto, analisou-se a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão decorrente das alterações no preço e na renda municipal, considerando dois estados com graus de desenvolvimento díspares: o Ceará e o Paraná.

Essa comparação é uma das diferenciações deste estudo, que considera importante a heterogeneidade espacial referente à formação da renda e do bem-estar na determinação da demanda por energia elétrica, elemento que ainda não foi investigado na literatura nacional, considerando esse tipo de agregação do serviço (baixa tensão).

Ademais, um ponto que também diferencia este trabalho dos demais é a utilização de dados em unidades espaciais menores (municípios). Com efeito, os trabalhos, em geral, utilizam dados estaduais para analisar essa sensibilidade, desconsiderando as particularidades locais que a informação mais específica pode trazer.

Para isso, este trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A próxima apresenta as evidências empíricas sobre a demanda por energia elétrica. A terceira seção relata a metodologia aplicada. Em seguida, tem-se os resultados, com análise comparativa entre o Ceará e o Paraná. Por fim, são realizadas considerações finais à pesquisa.

2 DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Conforme Garcez e Ghirardi (2003), o trabalho de Houthakker (1951) foi o marco inicial dos estudos sobre a demanda por energia elétrica. Nele, o pesquisador estimou a demanda total por energia elétrica para as províncias da Grã-Bretanha no período entre 1938 e 1948, utilizando uma análise específica de tarifas em duas partes. Foram utilizados a renda média, o preço marginal da energia associada a esse tipo de tarifação e o preço marginal do gás na composição das tarifas de energia

elétrica e dos estoques médios de equipamentos domésticos por consumidor. Em trabalhos sequentes, focou-se no estudo de várias classes de consumo, como em Mount, Chapman e Tyrrell (1973). Em outros, como em Burney (1995), o objetivo foi a análise do consumo agregado.

Numa pesquisa recente sobre o consumo de energia elétrica americano, Ros (2017), com uso de dados em painel e informações de 72 empresas de distribuição de eletricidade entre 1972 e 2009, verificou que as elasticidades-preço da demanda por energia elétrica variam entre (-0,4) e (-0,61) para a classe residencial, entre (-0,33) e (-0,77) para a classe comercial e, em aproximadamente (-0,6) para a classe industrial. Quanto às elasticidades-renda, o autor verificou que variam entre (0,34) e (0,41) para a classe residencial, entre (0,43) e (0,79) para a classe comercial e entre (1,3) e (4,6) para a classe industrial. Portanto, tem-se uma diferença em termos de sensibilidade quanto à variação de renda, especialmente no que se refere ao consumo industrial, o que evidencia um processo cumulativo positivo induzido pelo crescimento do próprio dinamismo econômico local.

Num contexto de econometria espacial, Gomez, Filippini e Heimsch (2013) utilizaram dados em painel para as províncias (estados) espanholas no período de 2001 a 2010, focando exclusivamente na classe residencial. Em seus resultados, os autores identificaram a presença de efeitos espaciais no consumo de energia elétrica residencial espanhol. Ainda, verificaram que a elasticidade-preço foi equivalente a (-0,044), a elasticidade-renda foi de (0,270) e o parâmetro espacial relativo à autocorrelação espacial do consumo de energia elétrica residencial na Espanha correspondeu a (0,153). Nesse sentido, a sensibilidade quanto à alteração no preço da tarifa de energia elétrica foi próxima de zero.

No Brasil, um dos primeiros trabalhos de destaque relacionados ao tema foi realizado por Modiano (1984). Em sua pesquisa, o autor analisou a sensibilidade da demanda por energia elétrica de curto e longo prazo para o Brasil quanto à renda e ao preço. Para isso, utilizou uma estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) aplicada a um conjunto de dados em séries temporais. Com os resultados, observou que a demanda é elástica à renda no longo prazo em todas as classes de consumo e inelástica no curto prazo. Em contrapartida, verificou comportamento inelástico à tarifa em qualquer dos cenários. Foi identificado também que o nível de sensibilidade da demanda à renda é maior que a associada ao preço em qualquer dos horizontes temporais.

Usando uma abordagem de modelos de vetores autorregressivos com vetor de correção de erros (VAR-VCE), Schmidt e Lima (2004) analisaram a demanda nacional brasileira para as classes residencial, comercial e industrial, com dados de 1969 a 1999. Nesse caso, as elasticidades-preço de longo prazo da demanda por energia elétrica para as classes residencial, comercial e industrial foram de

(-0,085), (-0,174) e (-0,129), respectivamente. Por sua vez, as elasticidades-renda corresponderam a (0,539), (0,636) e (1,916), sequencialmente.

No que tange às análises regionais, Garcez e Ghirardi (2003) utilizaram diversas técnicas aplicadas a um conjunto de dados em séries temporais, no período de 1994 a 2002, para a Bahia. Como resultado, verificaram que a elasticidade-preço de curto-prazo estava compreendida entre (-0,03) e (-0,07), enquanto a elasticidade-renda localizava-se entre (0,127) e (0,394). Todavia, cabe destacar que, nos períodos finais analisados, o país vivia a questão de crise de oferta de energia elétrica.

Em outros trabalhos regionais, Mattos e Lima (2005) e Mattos *et al*. (2005, 2006) realizaram análises para o estado de Minas Gerais com uso de um modelo VAR-VCE, aplicado ao conjunto de dados alinhados em séries temporais entre 1970 e 2002. Como resposta, encontraram que a sensibilidade da demanda por energia elétrica ao preço para as classes residencial, comercial e industrial foi de (-0,258), (-0,772) e (-0,250), respectivamente. Por sua vez, a sensibilidade à renda correspondeu, na mesma sequência, a (0,532), (0,778) e (0,540). De comum, foi constatado nos três trabalhos que, para o estado de Minas Gerais, o consumo de energia elétrica é mais sensível à renda que ao preço.

No tocante a outros trabalhos com agregação menor que a referente ao país, destaca-se o realizado por Cabral (2017), no qual o autor utilizou a técnica econométrica-espacial para inferir a aplicação dessa metodologia às cinco macrorregiões brasileiras. Para isso, foram utilizados dados em painel no período entre 2003 e 2013. O pesquisador conclui que existe dependência espacial no consumo de energia elétrica residencial entre as cinco regiões brasileiras. Ainda, foram observadas elasticidades preço e renda de (-0,152) e (0,055), com efeitos de transbordamento espacial de (0,058) e (-0,024), respectivamente.

Em uma perspectiva nacional e mais alinhada ao período de pesquisa do presente estudo, Oliveira, Tavares e Tavares (2018), com o uso de técnica VAR-VCE aplicada a um conjunto de dados em séries temporais, observaram que a elasticidade-preço de longo prazo no Brasil foi de (-0,127) e a elasticidade-renda de longo prazo foi de (0,476). Sob a mesma perspectiva nacional e avaliando dados estaduais de consumo residencial, Souza, Mattos e Almeida (2017) concluíram que, com dados em painel, a melhor forma de controlar a dependência espacial é por meio de painel de efeitos aleatórios, com elasticidade-preço e elasticidade-renda de (-0,031) e (0,342), respectivamente. Todavia, o preço mostrou-se não significativo neste trabalho.

Isto posto, é forçoso entender que o estudo da demanda por energia elétrica evoluiu ao longo do tempo, tanto em modelos, quanto em metodologias de estimação. Pode-se inferir, como resultado comum nos trabalhos nacionais, certa inelasticidade tanto para a renda como para o preço, sendo menor para este último especialmente quando os trabalhos são de abordagem nacional.

Ademais, não se verificam estudos comparando regiões com níveis de desenvolvimento socioeconômico díspares, investigação que pode trazer inferências diferentes quanto às elasticidade-renda e preço.

3 ELEMENTOS METODOLÓGICOS

Este estudo analisou a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão decorrente das alterações no preço e na renda municipal, considerando dois estados com graus de desenvolvimento díspares: o Ceará e o Paraná. Por isso, nesta seção, são apresentados os fatores determinantes dessa escolha espacial, com análises iniciais referentes à demanda por energia elétrica e ao desenvolvimento socioeconômico existente em cada um desses estados. Além disso, infere-se sobre o modelo econométrico estimado, estruturando a estratégia empírica utilizada e, por fim, realizam-se comentários sobre os dados.

3.1 Espaços selecionados

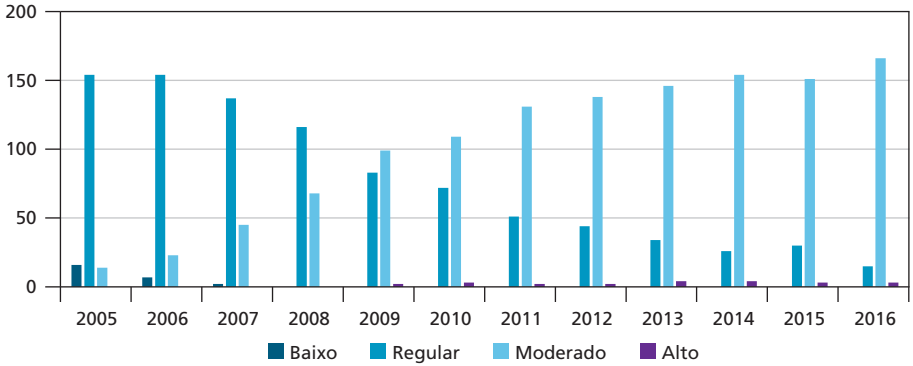
A análise comparada de espaços diferentes em termos de desenvolvimento está alinhada com a proposta de verificar se há consequências analíticas diferentes quanto ao consumo de energia elétrica em baixa tensão para regiões com graus de desenvolvimento socioeconômico díspares. Para isso, foram escolhidos os estados Ceará e Paraná. A opção por esses ambientes se deu por duas razões: i) existência de diferenças quanto ao nível de desenvolvimento socioeconômico; e ii) existência de dados detalhados por município.

Como medida de desenvolvimento socioeconômico, utilizou-se o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal. O estado do Ceará possuía classificação de condição regular de desenvolvimento humano em 2005, com um índice equivalente a (0,49), enquanto o Paraná estava com um valor correspondente a (0,66), considerado moderado. Em 2016, o Ceará elevou seu índice para (0,67) e o Paraná subiu para 0,73.

Portanto, são dois espaços que apresentam características de desenvolvimento díspares, especialmente no ano inicial desta pesquisa, e que, possivelmente, possuem sensibilidades diferentes quanto à demanda por energia elétrica em baixa tensão dadas as oscilações no preço e na renda, ressaltando que esta é a principal hipótese deste artigo. Assim, tem-se certa estabilidade no desenvolvimento do Paraná *versus* um acréscimo intenso nas condições de bem-estar do Ceará.

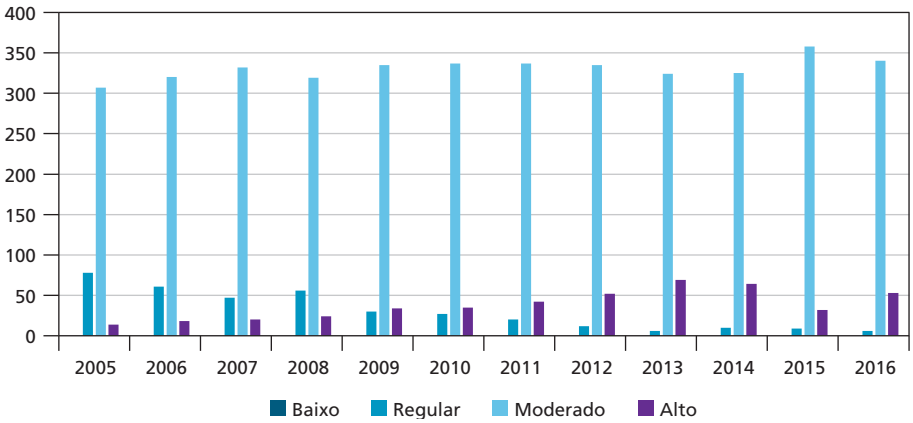
Ainda, é importante frisar que, no *ranking* de desenvolvimento municipal de 2016, não existiam estados das regiões mais desenvolvidas (Sul, Sudeste e Centro-Oeste) abaixo do Ceará. Esse fato fortalece a utilização dessas unidades espaciais como boas representantes, cujo processo de evolução do grau de desenvolvimento é essencialmente diferente. Representações dos quantitativos de municípios por nível de desenvolvimento podem ser vistas nos gráficos 1 e 2.

GRÁFICO 1
Evolução da quantidade de municípios cearenses, por nível de desenvolvimento (2005-2016)



Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan). Disponível em: https://www.firjan.com.br/ifdm/downloads/. Acesso em: jul. 2020.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Evolução da quantidade de municípios paranaenses, por nível de desenvolvimento (2005-2016)

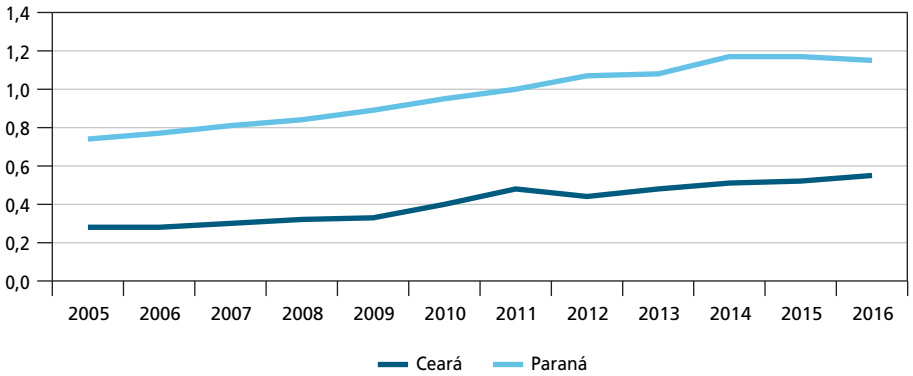


Fonte: Firjan. Disponível em: https://www.firjan.com.br/ifdm/downloads/. Acesso em: jul. 2020.
Elaboração dos autores.

Considerando essas características e a disponibilidade de informações para esses dois estados a nível municipal – as quais são necessárias para auferir os objetivos propostos –, esses dois espaços foram o foco deste estudo.

Quanto à evolução *per capita*[6] do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os espaços analisados (gráfico 3), verifica-se que, no período de 2005 a 2016, o consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* apresentou comportamento crescente similar, embora com proporções diferentes. No caso do Ceará, a variação entre o período inicial e o final foi de 71,73%, com retrações pequenas apenas nos anos de 2006 (-1,75%) e 2015 (-0,87%). Por sua vez, o Paraná apresentou aumento total de 36,90% no período analisado e reduções de consumo nos anos de 2015 (-3,28%) e 2016 (-2,54%).

GRÁFICO 3
Consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* – Ceará *versus* Paraná (2005-2016)
(Em MWh/indivíduo)



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (Ipardes). Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br; ipecedata.ipece.ce.gov.br/ipece-data-web/; e https://www.ipardes.pr.gov.br/Pagina/Base-de-Dados-do-Estado. Acesso em: jul. 2020.
Elaboração dos autores.

Como forma de delimitar o período analisado, é forçoso lembrar que o Brasil enfrentou duas crises dentro do horizonte 2005-2016.

A primeira, iniciada em 2008, com efeitos no crescimento do país em 2009, teve origem externa, conforme Maranho, Fonseca e Frega (2016), no colapso de hipotecas de alto risco do mercado imobiliário norte-americano. Entre as principais consequências, pode-se citar a ampliação das dificuldades de acesso ao crédito, a redução dos investimentos empresariais e, consequentemente, a queda da atividade econômica e a elevação dos níveis de desemprego (Borges *et al.*, 2018).

A segunda, de origem interna, estabeleceu-se no país de 2014 a 2016. Entre as razões verificadas na literatura, embora não haja consenso, estão a forte intervenção na relação oferta-demanda promovida pela Nova Matriz Econômica, questões relacionadas com a sustentabilidade da dívida pública e a influência

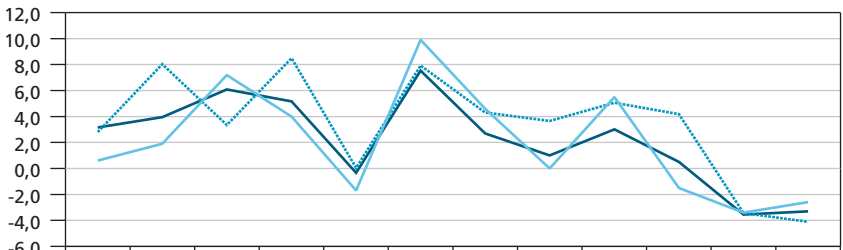
6. Cabe salientar que, em ambos os casos, foram utilizados dados de consumo de energia elétrica em baixa tensão conforme descrito no quadro 1 e dados populacionais obtidos nas bases de dados do IBGE.

não natural sobre preços administrados (Barbosa Filho, 2017). São citados ainda efeitos naturais imprevistos, como a crise hídrica do período de 2014-2015 (Marengo *et al.*, 2015) e até mesmo as medidas contracíclicas adotadas já no período recessivo (Paula e Pires, 2017). Entre as principais consequências, pode-se citar a expressiva queda no nível de investimento e a queda nas margens de lucro das empresas não financeiras (Oreiro, 2017).

Todavia, como bem representado pelas variações comparativas de consumo de energia elétrica em baixa tensão, os efeitos das crises tenderam a ser sentidos de forma diferente em cada um dos estados analisados, justificando o período de análise deste estudo.

O gráfico 4 apresenta uma percepção desses impactos, incluindo uma comparação entre os espaços analisados e o Brasil. Percebe-se que, embora exista um comportamento similar das variações reais do produto interno bruto (PIB), a preços de 2010, no período entre 2005 e 2016, existem diferenças quanto à dimensão dos choques, os quais serão investigados por este estudo.

GRÁFICO 4
Variação real do PIB – Brasil *versus* Ceará *versus* Paraná (2005-2016)
(Em %)



	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Brasil	3,2	4,0	6,1	5,2	-0,3	7,5	2,7	1,0	3,0	0,5	-3,6	-3,3
Ceará	2,8	8,0	3,3	8,5	0,0	7,9	4,3	3,7	5,1	4,2	-3,4	-4,1
Paraná	0,6	1,9	7,2	4,0	-1,7	9,9	4,6	0,0	5,5	-1,5	-3,4	-2,6

Fonte: IBGE, Ipece e Ipardes. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br; ipecedata.ipece.ce.gov.br/ipece-data-web/; e https://www.ipardes.pr.gov.br/Pagina/Base-de-Dados-do-Estado. Acesso em: jul. 2020.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. 2010 = 100.
2. Nova metodologia, referência 2010.

3.2 O modelo empírico e a metodologia de estimação

A demanda por energia elétrica é determinada, conforme Oliveira, Tavares e Tavares (2018), por meio das relações expressas pela teoria do consumidor. Logo, dada sua restrição orçamentária, os consumidores escolhem a cesta de consumo que maximiza sua utilidade. Uma das formas mais usuais de descrever essa utilidade é por meio de uma função Cobb-Douglas. Neste trabalho, propõe-se o modelo a seguir.

$$C_t = K.P_t^{\alpha}.Y_t^{\beta}.\varepsilon^{\mu} \quad (1)$$
$(\alpha<0; \beta>0)$

Na equação (1), C_t representa o consumo *per capita* de energia elétrica em baixa tensão em cada município *t*; P_t representa o preço da energia elétrica associada ao consumo em baixa tensão em cada município *t*; e Y_t representa a renda *per capita* em cada município *t*. Para o modelo proposto, considera-se também que a oferta é infinitamente elástica e, portanto, o consumidor é atendido em toda sua necessidade de consumo. Logo, o modelo em questão pode ser entendido como uma previsão de longo prazo para a demanda por energia elétrica em baixa tensão, uma vez que somente nesse horizonte de tempo a oferta pode se ajustar totalmente à demanda.

A fim de proporcionar análises mais objetivas quanto aos impactos das alterações das variáveis preço e renda no consumo de energia elétrica em baixa tensão, procede-se com uma transformação monotônica da equação (1). Para isso, foi tomado o logaritmo de todo o modelo. Dessa forma, os parâmetros α e β podem ser entendidos diretamente como as elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica em baixa tensão.

$$\text{Log } C_t = \text{Log } K + \alpha.\text{Log } P_t + \beta.\text{Log } Y_t + \mu_t \quad (2)$$

A metodologia a ser empregada considera a utilização de dados em painel. A diferença essencial nos resultados estimados por essa metodologia e as que utilizam dados em *cross-section* ou séries temporais é que o painel de dados aumenta a eficiência do estimador, reduz a influência de omissão de variáveis relevantes e invariantes no tempo, dilui o efeito de anos atípicos e controla a heterogeneidade não observada por meio de modelos fixos ou aleatório (Almeida, 2012; Wooldridge, 2014).

Ainda, foram consideradas as técnicas da econometria espacial. Um modelo geral desse tipo de estimação pode ser visto nas equações de (3) a (5), nas quais os parâmetros espaciais ρ, τ, λ e γ representam dependências espaciais entre unidades espaciais vizinhas dos tipos $(y_i\text{-}y_j)$, $(x_i\text{-}x_j)$, $(\xi_i\text{-}\xi_j)$ e $(\varepsilon_i\text{-}\varepsilon_j)$, respectivamente.

$$y = \beta_0 + \rho Wy + \beta X + WX\tau + \xi \quad (3)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (4)$$

ou

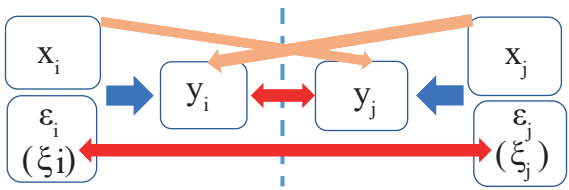
$$\xi = \gamma\, W\varepsilon + \varepsilon \quad (5)$$

O componente W representa o resultado da matriz de pesos espaciais aplicada, representando o grau de "interações espaciais entre as regiões" para cada variável aplicada (Almeida, 2012, p. 74), uma vez que a técnica econométrica-espacial considera que o valor de uma variável possa estar associado às variáveis da unidade espacial vizinha. Nesse sentido, é premente entender que o próprio conceito de vizinhança é subjetivo, pois, a depender da região, todos os vizinhos podem exercer influência (matriz rainha), apenas os vizinhos com maior área de contato podem ser capazes de afetar uma região (matriz torre) ou apenas um número limitado de vizinhos possui essa competência (matrizes de "n" vizinhos). Dito isso, foram estimados cinco tipos diferentes de matrizes espaciais neste estudo: rainha, torre, 4 vizinhos, 5 vizinhos e 6 vizinhos.

Do modelo geral estabelecido nas equações de (3) a (5), estimaram-se modelos diferentes para controlar a dependência espacial cuja justificativa relacional, entende-se, está melhor fundamentada por seus critérios de implicações de efeitos espaciais com o consumo de energia elétrica, a saber: modelo de defasagem espacial (SAR) cuja dependência espacial está na variável dependente; modelo de erro autorregressivo espacial (SEM), com a defasagem espacial concentrada no termo de erro; modelo de Durbin espacial (SDM), com a defasagem espacial na dependente e nas explicativas; e modelo de Durbin espacial do erro (SDEM), concentrando a defasagem espacial no erro e nas variáveis explicativas.

Uma demonstração de tais afetações espaciais pode ser vista na figura 1. Nessa figura, explicando de outro modo, os modelos espaciais sugerem que, além das implicações mais intuitivas da análise econométrica tradicional, relacionadas ao fato de um conjunto de variáveis locais influenciar[7] a variável explicada localmente (setas azuis), existem efeitos de transbordamento das consequências desse conjunto de variáveis explicativas sobre a variável de estudo em unidades espaciais vizinhas.

FIGURA 1
Arranjo espacial combinado do conjunto de diferentes formas de associação espacial[1] empregadas



Fonte: Almeida (2012).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Considerando apenas as setas que representam efeitos espaciais (cores vermelha e nude), no modelo SAR existe apenas a seta vermelha ligando as variáveis explicadas espacialmente relacionadas e, no modelo SEM, existe apenas a seta vermelha ligando os termos de erro espacialmente relacionados. Os modelos SDM e SDEM complementam os dois primeiros, incluindo tão somente as setas em cor nude.

7. O que não é explicado pelo conjunto de variáveis explicativas é capturado, adicionalmente, pelo termo de erro.

No caso dos modelos verificados pela pesquisa, o modelo SAR testa se a dependência espacial pode ser mais bem controlada com a inclusão da hipótese de influência espacial da variável dependente, com efeitos globais,[8] e o modelo SEM verifica, para o mesmo fim, se a defasagem espacial do termo de erro é mais significativa, também com efeitos globais. Os modelos SDM e SDEM incluem a defasagem espacial das explicativas, com efeito local.[9]

Antes de se estimarem os modelos, faz-se necessário verificar se existe algum padrão associativo espacial, negando a possibilidade de aleatoriedade dos dados no espaço (hipótese nula). Essa confirmação é realizada por meio da estatística *I de Moran*, uma espécie de autocovariância espacial cruzada que identifica se os dados são similares[10] (positivo) ou dissimilares (negativo) espacialmente, além de seu valor numérico representar a magnitude de convergência ou divergência dos dados. Uma representação mais visual dessa tendência associativa dos dados é demonstrada pelo Mapa de Clusters Lisa.

O passo inicial da estimação, dada a existência de ponderação locacional dos dados, passou pela verificação de existência de multicolinearidade entre os regressores. Conforme Miloca e Conejo (2013), caso se comprove a existência de tal relação, seria possível observar coeficientes superestimados ou viesados em relação a seu sinal esperado. Assim, para tal inquisição, foi verificado o fator de inflação de variância (VIF). Depois, para apreciação inicial do modelo descrito na equação (2), foram empregadas as técnicas de dados em painel em *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Para verificar se os efeitos individuais (heterogeneidade não observada) são relevantes, aplicou-se o teste *f de Chow*. Em seguida, realizou-se o teste de *Hausmann* espacial para se verificar qual tipo de tratamento da heterogeneidade não observada seria o melhor. Por fim, antes de seguir para a análise espacial efetivamente, realizou-se o teste de *Cross-Section Dependence* a fim de averiguar a importância de se controlar a dependência espacial. A variância constante dos erros (homoscedasticidade) foi testada por meio do teste *White*, aplicado aos modelos espaciais.

Quanto ao estimador a ser utilizado, a literatura (Almeida, 2012; Anselin, 1988; Elhorst, 2010) converge, quando se imagina a totalidade de especificações a serem utilizadas, para um estimador por máxima verossimilhança (MV). Para a escolha do melhor modelo, utilizaram-se os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwartz (BIC), com resultados apresentados junto às estimativas. Quanto à métrica analítica desses critérios de qualidade de ajustamento, quanto menor seu

8. Efeitos globais sugerem que os efeitos se alastram por todo conjunto de regiões.

9. Efeitos locais sugerem que os efeitos perdem força à medida que se afastam dos centros influenciadores.

10. A ideia de similaridade aqui se traduz em identificar se altos (ou baixos) valores de uma variável são identificados com as mesmas características em unidades espaciais vizinhas.

resultado, melhor o modelo. Ademais, após a estimação espacial, investigou-se a autocorrelação espacial dos resíduos, não apresentando mais um padrão espacial.[11]

3.3 Banco de dados

Visando estimar a equação (2), basicamente três variáveis são necessárias. A variável renda *per capita* foi obtida a partir das informações do PIB[12] e de população constantes nas bases de dados do IBGE, por município, entre os anos de 2005 e 2016. Para as demais variáveis, são necessários comentários adicionais.

3.3.1 Consumo de energia elétrica em baixa tensão

Nos trabalhos mais tradicionais, o consumo de energia elétrica é verificado por classe de consumo a nível estadual, regional ou estatal. Contudo, esse nível de agregação em unidades espacialmente maiores não permite a aferição adequada da dependência espacial, uma vez que, ao se realizarem estimativas para indivíduos com base em dados agregados, tem-se um problema conhecido como falácia ecológica (Robinson, 1950).

Para adequação dos dados existentes aos objetivos da presente pesquisa, optou-se por avaliar os dados disponíveis em institutos estaduais de pesquisa econômica[13] por classe de consumo e adaptá-los a dados verticais de consumo. Contudo, como as informações originais possuem dados tanto de alta quanto de baixa tensão, torna-se difícil identificar um nível tarifário (preço) adequado para cada município.

Assim, para estabelecer dados adequados de consumo e preço (tarifa) municipal para a baixa tensão, optou-se por segregar a parcela que seria atribuída ao consumo em baixa tensão (quadro 1) dos dados por classe de consumo, com as informações constantes nas bases do Ipece e do Ipardes.

Para isso, foi verificada a proporção de energia elétrica consumida em alta e baixa tensão em cada classe de consumo por concessionária de cada estado,[14] via informações do Sistema de Acompanhamento de Dados de Mercado para Regulação Econômica (SAMP), gerido pela Aneel. Após separar a parcela de consumo de cada classe em baixa tensão,[15] todos os consumos de energia elétrica nesse nível,

11. Importante destacar que, dada a existência de simultaneidade na relação entre preço e consumo, os valores definidos dos preços foram reestimados, considerando os valores das tarifas de energia (TE) como instrumentos dos valores observados, estimando um painel de dados espaciais com estimadores de dois estágios.

12. Salienta-se que a renda de todos os períodos está estabelecida a valores de 2010.

13. Ipece e Ipardes.

14. No Ceará, existe apenas a concessionária Enel Distribuição Ceará (Enel-CE) que, antes de ter essa denominação em função de aquisição por outro grupo econômico, chamava-se Companhia Energética do Ceará (Coelce). Todavia, para o estado do Paraná, existem, no período analisado, cinco empresas: Companhia Paranaense de Energia Elétrica (Copel); Cooperativa de Distribuição de Energia Elétrica de Arapoti (Ceral-DIS); Companhia Força e Luz do Oeste (CFLO), que em 2017 passou a fazer parte da área de concessão da Energisa Sul-Sudeste – Distribuidora de Energia S.A. (ESS); Companhia Campolarguense de Energia (Cocel); e Força e Luz Coronel Vivida Ltda (Forcel).

15. No caso da classe residencial, foi realizada a proporcionalização da participação de cada subclasse (B1 e B1-Baixa Renda) no ano civil, uma vez que se considerou consumo em alta tensão apenas na classe B1.

atribuídos a todas as classes, foram somados. A escolha pela baixa tensão está associada ao fato de que a esse tipo de estrutura estão conectados os consumidores mais sensíveis a flutuações e a efeitos dinâmico-espaciais decorrentes de condições de desenvolvimento.

QUADRO 1
Construção do consumo de energia elétrica em baixa tensão por município
(Em MWh)

Consumo de energia elétrica por classe de consumo no município *i*[1]	Consumo de energia elétrica por nível de tensão (C_j) no município *i*[2]	Consumo de energia elétrica em baixa tensão no município *i* (C_i)
Residencial ($CRes_i$)	Alta tensão (a) – $CRes_i$ (a)	$C_i = \sum_b C_j$
	Baixa tensão (b) – $CRes_i$ (b)	
Comercial ($CCom_i$)	Alta tensão (a) – $CCom_i$ (a)	
	Baixa tensão (b) – $CCom_i$ (b)	
Industrial ($CInd_i$)	Alta tensão (a) – $CInd_i$ (a)	
	Baixa tensão (b) – $CInd_i$ (b)	
Rural ($CRur_i$)	Alta tensão (a) – $CRur_i$ (a)	
	Baixa tensão (b) – $CRur_i$ (b)	
Outras Classes ($CDiv_i$)	Alta tensão (a) – $CDiv_i$ (a)	
	Baixa tensão (b) – $CDiv_i$ (b)	

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Dados verificados nos institutos estaduais (Ipece e Ipardes).
[2] Valor extraído a partir da proporção verificada na área de concessão de cada empresa.

Por fim, após agregar o valor do consumo de energia elétrica em baixa tensão para cada ano e em cada município, este foi dividido pela população estimada de cada ano, obtida do banco de dados do IBGE. Assim, a medida dependente do modelo foi construída de forma *per capita*. Logo, cada informação representa a real medida de consumo do referido bem, desconsiderando eventuais efeitos de variações populacionais.

3.3.2 Preço

No tocante ao preço, a fim de fugir da utilização agregada de dados, o que levaria novamente ao problema de falácia ecológica, a tarifa considerada foi construída a partir das informações constantes no SAMP para cada área de concessão, como a média ponderada das tarifas associadas a cada classe de consumo por município.

Como exemplo, imagine que um município possui a distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão na seguinte proporção: 30% na classe residencial, 30% na classe comercial, 10% na classe industrial, 10% na classe rural e 20% nas demais classes. Dessa forma, verificadas as tarifas reais médias declaradas pelas concessionárias no sistema SAMP em cada classe, é possível estabelecer um nível tarifário médio para a baixa tensão por município, a partir das proporções observadas de cada classe no município e as tarifas agregadas por área de concessão.

Contudo, é necessário observar, como descrito por Schmidt e Lima (2004) e Oliveira, Tavares e Tavares (2018), que existe simultaneidade na relação entre preço e consumo. Por essa razão, se as tarifas construídas conforme descrito anteriormente fossem utilizadas como regressores, os resultados seriam viesados. Para resolver essa questão, seguindo a ideia proposta por Schutze (2015), os valores definidos seguindo a metodologia anteriormente citada foram reestimados, considerando os valores das tarifas de energia (TEs) como instrumentos dos valores observados, estimando, assim, um painel espacial com estimadores em dois estágios.[16] Para isso, foram consultadas todas as resoluções homologatórias de tarifas aprovadas pela Aneel no período.[17] Como conclui a pesquisadora, uma vez que a TE é estabelecida considerando custos exógenos, utilizá-la como instrumento da tarifa a torna um componente exógeno do modelo, resolvendo a simultaneidade.

4 DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO

A análise inicial quanto ao objetivo da pesquisa passa por identificar as questões associadas ao comportamento das variáveis analisadas entre 2005 e 2016. Nesse sentido, pode-se inferir, a partir da tabela 1, que, em ambos os espaços analisados, a média de consumo *per capita* se elevou, com uma diferença expressiva ainda para o Paraná. Esse fato pode estar associado às alterações no nível de renda ou no preço desse bem, conforme será investigado na sequência.

TABELA 1
Estatística descritiva: consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* – municípios do Ceará e do Paraná (2005 e 2016)
(Em MWh/indivíduo)

Estado	Ano	Média	Desvio-padrão	CV	Máximo	Mínimo	Número de observações
Ceará	2005	0,28	0,13	0,45	0,95	0,11	184
	2016	0,55	0,37	0,67	4,40	0,21	
Paraná	2005	0,74	0,24	0,33	2,01	0,19	399
	2016	1,15	0,47	0,41	5,23	0,40	

Fonte: IBGE, Ipece, Ipardes. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br; ipecedata.ipece.ce.gov.br/ipece-data-web/; e https://www.ipardes.pr.gov.br/Pagina/Base-de-Dados-do-Estado. Acesso em: jul. 2020.
Elaboração dos autores.
Obs.: CV – coeficiente de variação.

No tocante à variabilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os períodos inicial e final, é possível identificar também que o consumo não se comportou de maneira homogênea, dada a ampliação do coeficiente de variação

16. Fez-se o teste para identificação de instrumentos fracos proposto por Stock e Yogo (2005), que tem como hipótese nula que os instrumentos são fracos, obtendo o valor para o Ceará igual a 1915,93 e para o Paraná 10774,7, validando o instrumento utilizado para ambos os estados.

17. A partir de 2012, com a criação do sistema de bandeiras tarifárias, foi utilizada a TE relativa à bandeira verde.

dentro do período, com uma heterogeneidade maior para o estado do Ceará. Logo, há evidências de que a ampliação do referido consumo possa ter ocorrido de forma concentrada espacialmente.

Uma forma de avaliar como ocorreu o processo de variação do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os estados analisados se dá via mapa de distribuição. Nele (mapa 1), ratifica-se o comportamento heterogêneo quanto à ampliação do consumo ao longo dos estados analisados. No caso do Ceará, percebem-se maiores ganhos em termos de consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* em torno de seu litoral e na região centro-leste. Quanto ao Paraná, a convergência da ampliação de consumo ocorreu especialmente no norte pioneiro e na porção oeste do estado. Verifica-se também, em ambos os casos, que as capitais possuem forte influência na ampliação do consumo de energia elétrica ao seu redor e que as regiões centrais são as que menos expandiram seu consumo. Esse fato chama a atenção para a necessidade de políticas regionais de fortalecimento da dinâmica econômica do interior de cada uma dessas unidades, em especial por serem extensas territorialmente.

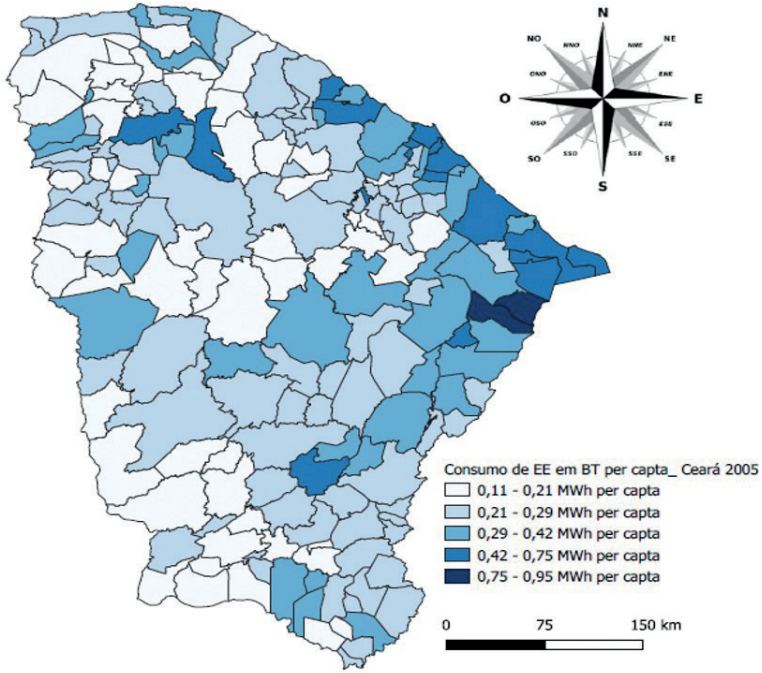
Outra informação importante visualizada no mapa 1 refere-se à proximidade existente entre os municípios com maior e menor consumo de energia elétrica *per capita*. Ou seja, visualiza-se um padrão de distribuição dessa demanda, a qual é ratificada pela estatística *I de Moran*[18] (tabela 2), de modo que municípios com elevada demanda tenderam a estar rodeados por municípios com similar característica, assim como municípios com baixo consumo *per capita*, na média, apresentaram vizinhos com pequena demanda. Esse resultado indica um processo de concentração do consumo de energia elétrica em baixa tensão em alguns espaços tanto no Paraná como no Ceará, ratificando a existência de uma heterogeneidade espacial.

Todavia, ao se analisar o valor da estatística *I de Moran* ao longo do tempo (tabela 2), tem-se um comportamento divergente sobre a concentração espacial dessa demanda entre os estados analisados. No caso do Ceará, o coeficiente obtido se apresentou positivo e estatisticamente significativo em ambos os anos, entretanto, reduziu seu valor ao decorrer do tempo. Isso indica a existência de um padrão de distribuição concentrador da demanda por energia elétrica, o qual vem sendo amenizado com o passar do tempo. Cenário contrário é verificado para o Paraná, com uma intensificação do padrão de concentração espacial do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* entre os seus municípios.

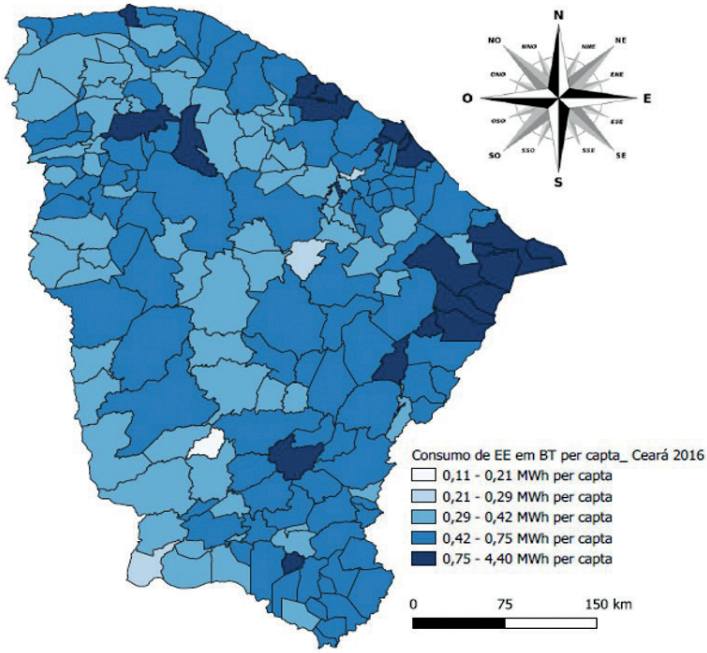
18. A estatística *I de Moran* é uma espécie de autocorrelação estabelecida a partir da autocovariância espacial do tipo cruzada e a variância dos dados. Seu valor esperado é o que seria obtido na inexistência de padrão correlacional espacial da variável analisada. Assim, caso o resultado do teste seja significativo, comprova-se a existência de autocorrelação espacial e, consequentemente, da dependência espacial da variável de análise. O sinal do teste (positivo ou negativo) representa se a relação espacial é direta ou inversa entre as unidades espaciais. Por sua vez, seu valor, cujo módulo está compreendido entre zero e um, determina a intensidade da dependência espacial.

MAPA 1
Distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* – municípios do Ceará e do Paraná (2005 e 2016)

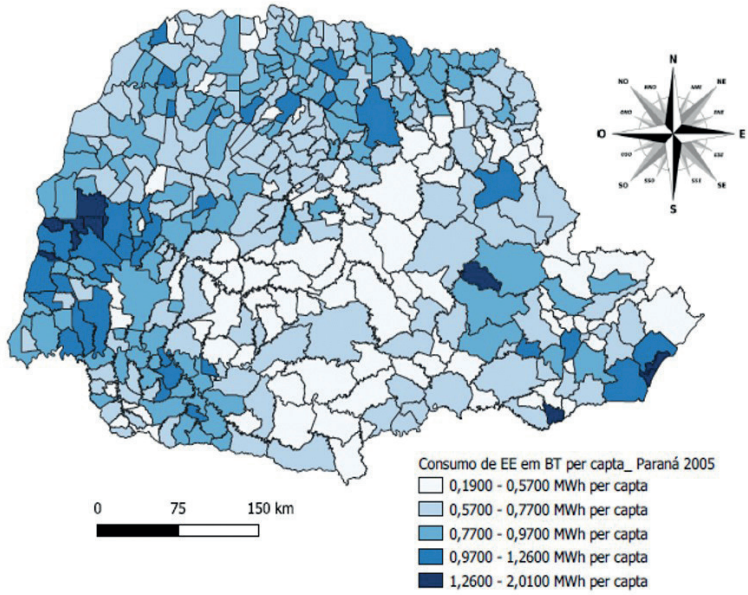
1A – Ceará (2005)



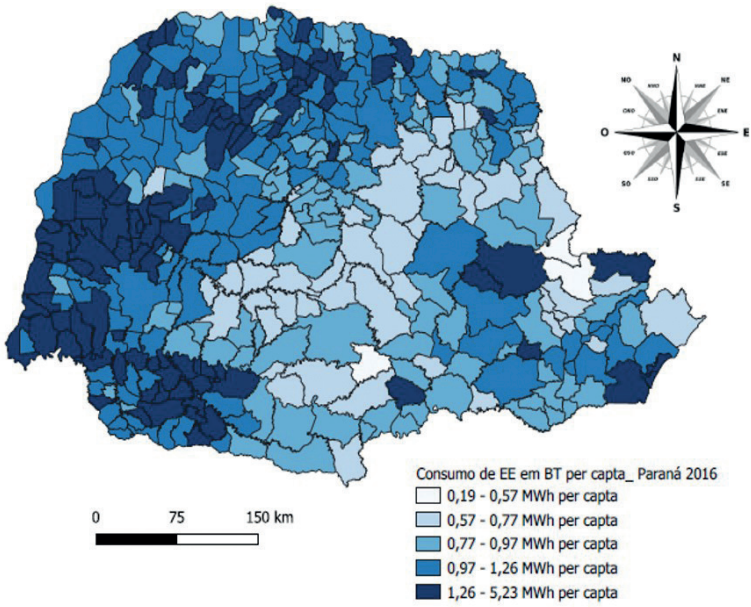
1B – Ceará (2016)



1C – Paraná (2005)



1D – Paraná (2016)



Elaboração dos autores.

Quanto à escolha da matriz que melhor captura a dependência espacial, não há unanimidade daquela que porventura melhor caracteriza o conceito de dependência da variável dependente. Todavia, a verificação do período total de dados demonstrou que, na maioria dos períodos, em especial no terço mais recente, a matriz rainha foi a que apresentou maior capacidade de interação espacial e, por essa razão, foi a escolhida para as estimações.

TABELA 2
***I de Moran* do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita*: antes das estimativas econométrico-espaciais – Ceará e Paraná (2005 e 2016)**

Estado	Ano	Rainha	Torre	4 vizinhos	5 vizinhos	6 vizinhos
Ceará	2005	0,4771*	0,4710*	0,4818*	0,4488*	0,4216*
	2016	0,2148*	0,2068*	0,1989*	0,1893*	0,1846*
Paraná	2005	0,4222*	0,4218*	0,4630*	0,4485*	0,4262*
	2016	0,4467*	0,4472*	0,5141*	0,4944*	0,4662*

Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: * 1%.

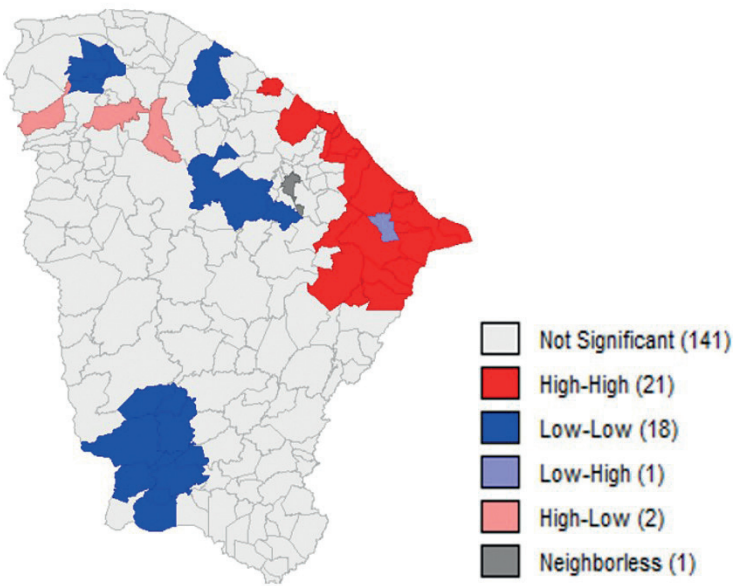
Visualmente, essas inferências podem ser comprovadas por meio do Mapa de Clusters Lisa (figura 2). Ratifica-se que o padrão de associação, no caso do Ceará, deslocou-se em seu *cluster* alto-alto de regiões mais concentradas em torno

da capital (Fortaleza) para regiões mais à sudeste, enquanto o *cluster* baixo-baixo formou um corredor que se inicia no sudoeste e vai até o norte do estado. No caso do Paraná, houve uma intensificação dos aglomerados de consumo de energia elétrica baixo-baixo, formando um corredor desde o sul do estado até o norte pioneiro; essa intensificação foi superior à observada para o Ceará.

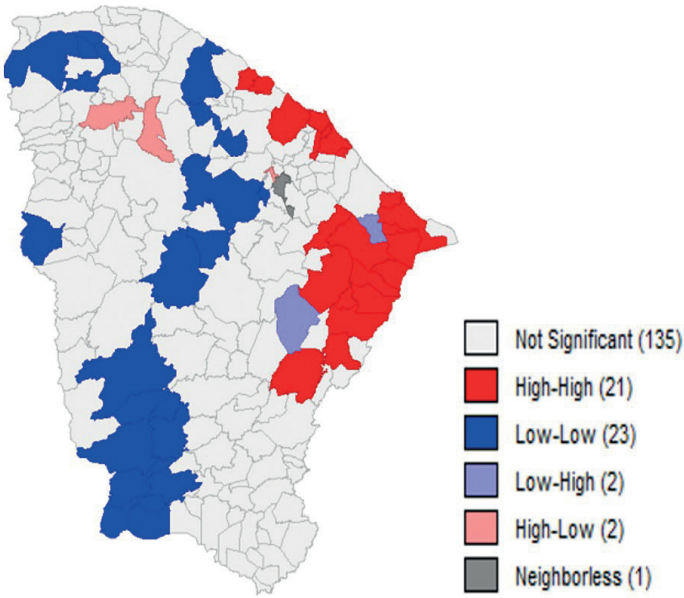
A grande questão refere-se aos fatores que induziram essas transformações acerca do consumo de energia elétrica em baixa tensão, os quais podem ser apreciados a partir dos resultados nas tabelas 3 e 5. Inicialmente, cabe tecer comentários quanto aos testes pré-espaciais e econométricos que foram realizados. O VIF para os estados do Ceará e do Paraná foram de 1,28 e 1,24, respectivamente, descartando problemas de multicolinearidade. Ainda, os testes *f de Chow* (20,24 para o Ceará e 87,64 para o Paraná) e *Hausmann* espacial (148,17 para o Ceará e 16,55 para o Paraná) aplicados às estimativas a-espaciais levam à escolha do modelo de dados em painel com efeitos fixos. Esse resultado está alinhado com outros trabalhos na literatura, a exemplo de Cabral (2017). Da mesma forma, por meio do teste de *White*, aplicado aos modelos espaciais, não se rejeitou a hipótese de homocedasticidade dos resíduos. Nesse caso, os valores do teste foram de 1,3817 para o Ceará e de 0,1514 para o Paraná.

FIGURA 2
Mapa de *clusters* espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* – municípios do Ceará e do Paraná (2005 e 2016)

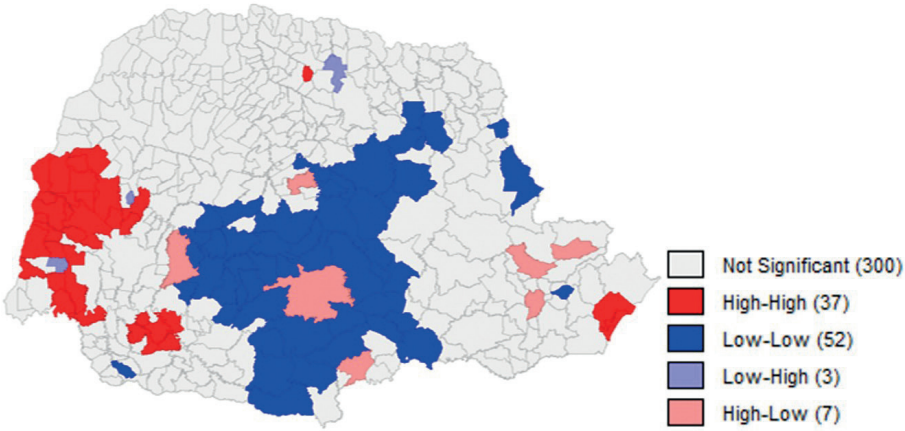
2A – Ceará (2005)



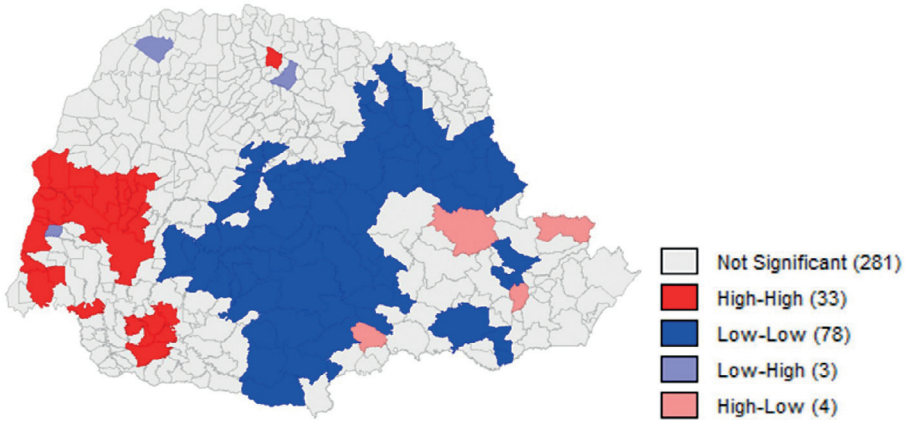
2B – Ceará (2016)



2C – Paraná (2005)



2D – Paraná (2016)



Elaboração dos autores.

O padrão de interrelação explicativo que melhor controla a dependência espacial no caso da demanda por energia elétrica em baixa tensão para o Ceará é obtido a partir do SDM, enquanto, para o Paraná, o SAR se apresentou como o mais adequado.[19]

Observando-se os resultados para o estado do Ceará (tabela 3), todos os parâmetros se apresentaram estatisticamente significativos a 5%. Diferentemente do que é descrito na maioria dos trabalhos verificados na literatura, a demanda de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão é sensível (elástica) ao preço nessa localidade. Esse fato pode estar associado aos níveis de desenvolvimento mais baixos dessa Unidade da Federação (UF), a qual, mesmo com seu processo de ampliação recente, foi incapaz de acompanhar as flutuações da tarifa. Portanto, pequenas retrações no preço da energia elétrica tendem a elevar, na média, mais que proporcionalmente seu consumo (e vice-versa).

19. Aqui, cabe esclarecer que a análise dos AIC e BIC para o estado do Paraná indicaram modelos distintos. Enquanto aquele indicou que a melhor forma de controlar a dependência espacial seria com o uso do SDEM, o critério bayesiano definiu que o SAR seria melhor. Logo, para definir qual modelo seria melhor para o caso do Paraná, foi analisado que, como os principais determinantes de consumo de energia elétrica estão no modelo (preço e renda), não há razão para haver explicação forte nos termos de erro defasados espacialmente (SDEM).

TABELA 3
Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* – Ceará (2005-2016)

Demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* (Log C)	SAR (1)	SEM (2)	SDM (3)	SDEM (4)
Preço (Ln P) – α	0,0413 (0,0229)	0,1077* (0,0261)	-1,4414* (0,1425)	-1,3395* (0,1358)
Renda (LN Y) – β	0,3984* (0,0220)	0,4793* (0,0223)	0,2599* (0,0315)	0,2835* (0,0302)
W(Ln C) - ρ	0,2490* (0,0274)	-	0,1998* (0,0299)	-
W(Ln P) $\boldsymbol{\tau}$ - p	-	-	1,4583* (0,1439)	1,3661* (0,1379)
W(Ln Y) $\boldsymbol{\tau}$ - y	-	-	0,1953* (0,0367)	0,2796* (0,0345)
Wξ – λ	-	0,1806* (0,0305)	-	0,1857* (0,0304)
Número de observações	184	184	184	184
AIC	9.456,18	9.505,72	9.315,34**	9.324,26
BIC	10.527,75	10.577,32	10.398,31**	10.407,23

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Resultados obtidos por meio do comando *spml* no software RStúdio.
2. Nos parênteses estão discriminados os erros-padrão robustos.
3. Significância: * 5%; e ** melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

Na tabela 4, é possível identificar os efeitos direto, indireto e total[20] da variação da tarifa e da renda *per capita* no estado do Ceará sobre a demanda de energia elétrica em baixa tensão. Assim, o aumento da tarifa diminui diretamente o consumo de energia elétrica do município e afeta, indiretamente, a demanda por energia elétrica da vizinhança. Considerando o efeito total, o aumento de 1% no preço diminui o consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* a um montante equivalente a 1,80%. Portanto, pequenas variações positivas no preço desse bem diminuem expressivamente o seu consumo.

No tocante à sensibilidade quanto a renda, ela é inelástica e com sensibilidade de 0,32, próximo aos resultados verificados na literatura. Assim, a demanda por energia elétrica em baixa tensão tende a aumentar com a intensificação da renda, entretanto, esse impacto se apresenta menos que proporcional.

20. A variação da tarifa de energia elétrica e da renda pode afetar diretamente o consumo de energia elétrica em um município e, indiretamente, pode afetar o consumo da vizinhança. Esse entendimento pode ser contemplado pela lógica de derivas parciais desses efeitos ($\partial y_j / \partial y_i$). Nesse sentido, a análise sobre os efeitos do preço e da renda sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão para essas localidades foi realizada por meio dos seus impactos totais.

Em termos de efeitos, o aumento da renda local eleva diretamente a demanda por energia elétrica em baixa tensão no município, afetando também, indiretamente, o consumo ao redor. Teoricamente, quando um município acresce sua renda, existe um transbordamento para a vizinhança, decorrente, por exemplo, do movimento pendular, que faz com que a renda da vizinhança se eleve concomitantemente e intensifique sua demanda por energia elétrica. Essa seria uma das explicações para o efeito indireto observado.

TABELA 4
Efeitos diretos e indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* – Ceará (2005-2016)

Log C	SDM	Efeitos – SDM		
		Efeito direto[1]	Efeito indireto[1]	Efeito total[1]
W(log C)	0,1998*** (0,0299)	-	-	-
Preço (Log P)	-1,3395*** (0,1358)	-1,4534*** (0,1528)	-0,348*** (0,0764)	-1,8014*** (0,2084)
Renda (Log Y)	0,2835*** (0,0302)	0,2621*** (0,0319)	0,0628*** (0,0135)	0,3249*** (0,0412)
W(Log P)	1,8224*** (0,2096)	-	-	-
W(Log Y)	0,2441*** (0,0511)	-	-	-

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Resultados obtidos por meio do comando *spml* no *software* RStúdio.
Obs.: 1. Nos parênteses estão descritos os erros-padrão robustos.
2. Significância: *** 0,1%; ** 1%; e * 5%.

No caso do Paraná, de forma alinhada à literatura, especialmente a que utiliza dados mais agregados, como Mattos e Lima (2005), Mattos *et al*. (2005, 2006) e Cabral (2017), obteve-se significância estatística para todos os parâmetros, com resultado inelástico tanto para o preço quanto para a renda (tabela 5).

Esse resultado pode estar associado ao processo de maturação do desenvolvimento desse estado, que experimenta níveis mais elevados de bem-estar com certa estabilidade ao longo de todo o período analisado (gráfico 2). Acredita-se que o efeito inercial do desenvolvimento tenha levado a uma sensibilidade menor às flutuações do preço da energia elétrica (próximos a zero).

Em termos de magnitude, tanto os efeitos diretos (dentro do mesmo município) quanto os indiretos (nos municípios vizinhos) do preço sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão foram inelásticos, sendo (-0,04) e (-0,02), respectivamente (tabela 6). Dessa forma, o efeito total do preço sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão para o Paraná foi de (-0,06), sugerindo que o aumento de 1% na tarifa média de energia elétrica em baixa tensão ocasiona

uma retração de apenas 0,06% no consumo. Nesse sentido, tem-se uma diferença expressiva na sensibilidade da demanda por energia elétrica frente às oscilações do preço nos municípios do Paraná *versus* nos do Ceará, demonstrando que a política tarifária nacional não necessariamente afeta igualmente o bem-estar de todos os municípios.

Para a renda, existe maior sensibilidade do consumo de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão às suas oscilações do que às observadas para o preço, embora se apresente ainda inelástica. De maneira específica, os efeitos diretos da renda sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão foram de 0,30, enquanto os efeitos indiretos foram 0,16. Dessa forma, o aumento de 1% na renda *per capita* nos municípios paranaenses ocasiona o aumento de 0,46% na demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* (efeito total).

TABELA 5
Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão – Paraná (2005-2016)

Demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* (Log C)	SAR[1]	SEM[1]	SDM[1]	SDEM[1]
Preço (Ln P) – α	-0,0350* (0,0056)	0,0130 (0,0077)	-0,0086 (0,0207)	-0,0134 (0,0199)
Renda (LN Y) – β	0,2957* (0,0080)	0,3793* (0,0079)	0,3082* (0,0101)	0,3289* (0,0095)
W(Ln C) – ρ	0,3615* (0,0160)	-	0,3784* (0,0188)	-
W(Ln P) - p	-	-	-0,0238 (0,0218)	-0,0302 (0,0222)
W(Ln Y) τ - y	-	-	-0,0227 (0,0135)	0,1215* (0,0124)
Wξ – λ	-	0,3965* (0,0188)	-	0,3868* (0,0190)
Número de observações	399	399	399	399
AIC	18.240,04	18.330,4	18.239,19	18.237,48**
BIC	20.849,01**	20.939,37	20.861,11	20.859,4

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Resultados obtidos por meio do comando *spml* no software RStúdio.
Obs.: 1. Nos parênteses estão discriminados os erros-padrão robustos.
2. Significância: * 5%; e ** melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

Portanto, políticas públicas voltadas à universalização de acesso à energia elétrica para o Paraná deveriam focar em programas de desenvolvimento de renda em vez de controle tarifário, uma vez que seus impactos seriam superiores.

Ainda, percebe-se que os efeitos indiretos dos determinantes preço e renda são mais próximos aos efeitos diretos no Paraná (tabela 6) que no Ceará (tabela 4). Esse resultado pode indicar que, quanto menor o nível de desenvolvimento socioeconômico, menores são os efeitos indiretos do espraiamento espacial de tais variáveis explicativas. Em termos de políticas públicas, esse resultado indica que, se políticas tarifárias ou de renda forem efetivadas com o intuito de induzir o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica, seu resultado tende a afetar também a região circundante. Ainda, se a aplicação de tais políticas for resiliente, de tal modo que eleve o grau de desenvolvimento socioeconômico, os efeitos indiretos tendem a elevar-se proporcionalmente aos efeitos diretos.

TABELA 6
Efeitos diretos e indiretos do modelo SAR sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão – Paraná (2005-2016)

Log C	SAR	Efeitos – SAR		
		Efeito direto[1]	Efeito indireto[1]	Efeito total[1]
W(Log C)	0,3615*** (0,0160)	-	-	-
Preço (Log P)	-0,0350*** (0,0056)	-0,0358*** (0,0056)	-0,0187*** (0,0033)	-0,0545*** (0,0087)
Renda (Log Y)	0,2957*** (0,0080)	0,3040*** (0,0084)	0,1592*** (0,0124)	0,4632*** (0,0178)

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Entre parênteses estão discriminados os erros-padrão robustos.
Obs.: Significância: *** 0,1%; ** 1%; e * 5%.

Por fim, comparando os resultados obtidos para o Ceará e para o Paraná com os auferidos por Oliveira, Tavares e Tavares (2018) – os quais analisaram a demanda por energia elétrica do Brasil em período semelhante ao desta pesquisa –, tem-se resultados de elasticidades-preço e renda de longo prazo mais alinhados com os verificados para o Paraná, o que sinaliza uma preponderância dos efeitos das economias mais desenvolvidas nas estimativas agregadas. Portanto, análises específicas regionais se apresentam importantes para a implementação de políticas mais eficientes em termos de melhorias do bem-estar para a população, podendo ser mais assertivas ao considerarem a heterogeneidade de cada espaço.

No tocante ao controle da dependência espacial, a tabela 7 demonstra, pela falta de significância estatística nos resíduos das estimações, que a aplicação do melhor modelo espacial em cada caso foi eficaz, diminuindo sobremaneira a magnitude da similaridade antes verificada. No caso do Paraná, o período inicial demonstrou certa capacidade de associação espacial, contudo, com menor influência e magnitude. No entanto, para ambos os espaços analisados e na maioria da série (75%), os resultados foram de controle da dependência espacial.

TABELA 7
***I de Moran* do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita*: após o tratamento com métricas econométrico-espaciais – Ceará e Paraná (2005 e 2016)**

Estado/modelo	Ano	*I de Moran*
Ceará – SDM	2005	- 0,0160
	2016	0,0389
Paraná – SAR	2005	- 0,0840*
	2016	- 0,0389

Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: * 5%. As demais estimativas foram não significativas.

Isso posto, esses resultados sinalizam a necessidade de atenção por parte do poder público às movimentações na tarifa de energia elétrica, dada a alta sensibilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios do estado com menores níveis de desenvolvimento (Ceará) frente às mesmas consequências para a região mais desenvolvida (Paraná). Ao mesmo tempo, políticas específicas voltadas à dinamização da renda em todos os estados mostraram-se importantes. O foco, nesse caso, deve recair especialmente sobre as famílias hipossuficientes, a fim de permitir acesso a esse bem essencial, melhorando, assim, o bem-estar dos indivíduos de ambos os espaços.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A ideia central deste trabalho foi investigar o impacto da dinâmica do preço e da renda sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão, analisando comparativamente os estados do Ceará e do Paraná entre os anos de 2005 e 2016.

Inicialmente, verificou-se um avanço em termos de consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita*, indicando uma melhora do bem-estar de ambos os estados, ainda que exista uma persistência quanto à superioridade (praticamente o dobro) do consumo paranaense ante o cearense. Em termos de distribuição, verificou-se um padrão de concentração espacial, indicando que algumas áreas tendem a ter certa homogeneidade em termos de demanda por energia elétrica em baixa tensão, com um consumo mais intenso *versus* a existência de uma desigualdade para o resto do espaço.

Na análise econométrica, buscou-se identificar exatamente os fatores que podem estar determinando essa diferença de demanda, identificando diferenças substanciais quanto à elasticidade-preço da demanda por esse bem para os estados analisados. Existe uma alta sensibilidade do consumo de energia elétrica por parte da população cearense em relação à tarifa, de modo que pequenos acréscimos no preço diminuem expressivamente sua demanda. Ao mesmo tempo, no Paraná, a sensibilidade é bem próxima de zero, mostrando certa rigidez da demanda quanto

às alterações no valor da tarifa. Nesse sentido, políticas nacionais de preço da energia elétrica tendem a provocar resultados díspares em termos de alteração do consumo de energia entre os estados brasileiros. Assim, políticas regionais seriam necessárias, levando em conta a sensibilidade local; contudo, a legislação atual não permite tal ajuste.

No tocante à elasticidade-renda, os resultados apresentados, em ambos os estados, estão alinhados à literatura (valores inelásticos), sendo divergentes apenas quanto ao seu nível de sensibilidade (um pouco superior para o Paraná). Aqui, cabe lembrar que políticas voltadas à melhoria das condições de desenvolvimento de renda foram essenciais para o aumento da demanda por energia elétrica ao longo do tempo, como pode ser avaliado na análise do comportamento dinâmico do nível de desenvolvimento do estado do Ceará (gráfico 1).

No tocante aos efeitos espaciais, verifica-se que os efeitos indiretos dos determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão são proporcionalmente maiores no Paraná, onde os níveis de renda são maiores. Esse resultado indica que políticas públicas obtêm maiores resultados de sua afetação espacial após seu processo de desenvolvimento estar amadurecido. Dessa forma, torna-se imperiosa a necessidade de resiliência da aplicação de políticas eficientes de desenvolvimento humano para que seus propósitos sejam ampliados, o que só ocorreria no longo prazo.

Como resultado da aplicação de eventuais políticas públicas nesse sentido, é forçoso entender que a existência de dependência espacial ocasiona também um efeito espacial de transbordamento de tais políticas. Assim, a fim de otimizar seus resultados, é necessário que os formuladores dessas políticas possam fazer uso de comparações regionais, como a realizada por esta pesquisa, para adequar, da melhor maneira possível, a distribuição dos recursos a fim de alcançar seus objetivos.

Por fim, para se verificar eventuais melhorias nos estudos sobre demanda de energia elétrica e utilização da técnica econométrica-espacial, é oportuno frisar que pesquisas relacionadas com a demanda por classes de consumo, como residencial ou comercial, seriam um futuro passo interessante a ser realizado com a técnica empregada na presente pesquisa.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 489).

ANSELIN, L. **Spatial econometrics**: methods and models. Boston: Kluwer Academic, 1988.

BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.

BORGES, W. C. *et al*. O impacto da crise financeira internacional de 2008 sobre a estrutura de capital das empresas de países desenvolvidos e emergentes. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, Florianópolis, v. 15, n. 34, p. 58-75, jan.-mar. 2018.

BURKE, P. J.; ABAYASEKARA, A. The price elasticity of electricity demand in the United States: a three-dimensional analysis. **The Energy Journal**, v. 39, n. 2, p. 123-146, 2018.

BURNEY, N. A. Socioeconomic development and electricity consumption: a cross-country analysis using the random coefficient method. **Energy Economics**, v. 17, n. 3, p. 185-195, 1995.

CABRAL, J. A. **Demanda de eletricidade regional no Brasil**: uma análise espaço-temporal. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Planejamento Energético, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

DANTAS, F. C.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M. Elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica nas regiões brasileiras: uma abordagem através de painel dinâmico. **Revista de Economia**, v. 42, n. 3, 2016.

DIAS, J. A. S.; TAVARES, M. L. Uma análise histórica da evolução da eficiência do programa "consumidor de baixa renda de energia elétrica" no interior do Estado de São Paulo. *In*: ENCONTRO DE ENERGIA NO MEIO RURAL, 5., 2004, Campinas, São Paulo. **Anais** [...]. Campinas: Unicamp, 2004.

ELHORST, J. P. Spatial panel data models. *In*: FISHER, M. M.; GETIS, A. (ed.). **Handbook of applied spatial analysis**: software tools, methods and applications. Berlim: Springer, 2010. p. 377-407.

FUGIMOTO, S. K. **A universalização do serviço de energia elétrica**: acesso e uso contínuo. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Engenharia de Energia e Automação Elétricas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

GARCEZ, E. W.; GHIRARDI, A. G. Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. **Anais** [...]. Porto Seguro: Anpec, 2003.

GOMEZ, L. M. B.; FILIPPINI, M.; HEIMSCH, F. Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: a spatial econometric analysis. **Energy Economics**, v. 40, p. 58-66, dez. 2013.

HOUTHAKKER, H. S. Some calculations of electricity consumption in Great Britain. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 114, n. 3, p. 359-371, 1951.

LUCINDA, C. R.; ANUATTI NETO, F. Non-linear demand and price: an empirical analysis of the Brazilian industrial electricity consumption. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 34, n. 2, p. 99-123, nov. 2014.

MARANHO, F. S.; FONSECA, M. W. da; FREGA, J. R. Governança corporativa e desempenho das empresas diante da crise econômica global de 2008: uma análise de dados em painel. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, v. 9, n. 2, p. 293-311, 2016.

MARENGO, J. A. *et al*. A seca e a crise hídrica de 2014-2015 em São Paulo. **Revista USP**, São Paulo, n. 106, p. 31-44, jul.-set. 2015.

MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 3, p. 31-52, set.-dez. 2005.

MATTOS, L. B. de. *et al*. Demanda industrial de energia elétrica em Minas Gerais, 1970-2002. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 3, n. 1, p. 97-120, 2005.

MATTOS, L. B. de. *et al*. Demanda de energia elétrica pelo setor comercial em Minas Gerais: 1970-2002. **Revista Gepec**, v. 10, n. 1, p. 9-27, jan.-jun. 2006.

MODIANO, E. M. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Puc-Rio, maio 1984. (Texto para Discussão, n. 68).

MOUNT, T. D.; CHAPMAN, L. D.; TYRRELL, T. J. **Electricity demand in the United States**: an econometric analysis. Oak Ridge: ORNL, jun. 1973.

NADAUD, G. C. A. **Acesso à energia elétrica de populações urbanas de baixa renda**: o caso das favelas do Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Planejamento Energético, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

OHTSUKA, Y.; OGA, T.; KAKAMU, K. Forecasting electricity demand in Japan: a Bayesian spatial autoregressive ARMA approach. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 54, n. 2, p. 2721-2735, nov. 2010.

OLIVEIRA, V. H. de; TAVARES, R. de S.; TAVARES, L. A. Demanda residencial por energia elétrica no Brasil (2004-2015). **Revista Catarinense de Economia**, v. 2, n. 1, p. 142-162, 2018.

OREIRO, J. L. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 75-88, 2017.

PAULA, L. F. de; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos avançados**, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017.

ROBINSON, W. S. Ecological correlations and the behavior of individuals. **American Sociological Review**, v. 15, n. 3, p. 351-357, jun. 1950.

ROS, A. J. An econometric assessment of electricity demand in the United States using utility-specific panel data and the impact of retail competition on prices. **The Energy Journal,** v. 38, n. 4, 2017.

ROSELLI, M. A.; TOMASELLI, L. C. Tarifas zonais dos sistemas de distribuição. *In*: SEMINÁRIO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO-FINANCEIRO DO SETOR ELÉTRICO, 14., 2008, São Paulo. **Anais** [...]. São Paulo: Fundação Coge, 2008.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 67-98, jan.-mar. 2004.

SCHUTZE, A. M. **A demanda de energia elétrica no Brasil**. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JÚNIOR, H. de H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36. n. 1, abr. 2006.

SOUZA, D. M.; MATTOS, R. S.; ALMEIDA, E. S. Efeitos espaciais e elasticidades da demanda residencial de eletricidade no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 15., 2017, São Paulo. **Anais** [...]. São Paulo: FEAUSP, 2017.

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV Regression. *In*: ANDREWS, D. W. K.; STOCK, J. H. (ed.). **Identication and inference for econometric models**. Cambridge, Estados Unidos: Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2014.

ZUBA, M. E. **A energia elétrica como instrumento de desenvolvimento humano e o desafio ao Plano Nacional de Energia brasileiro**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARRETO, F. A. F. D.; MENEZES, A. S. B. de. (org.). **Desenvolvimento econômico do Ceará**: evidências recentes e reflexões. Fortaleza: Ipece, 2014.

BARRIENTOS, A. **Transferências de renda para o desenvolvimento humano a longo prazo**. Brasília: Ipea; IPC-IG, nov. 2013. (One Paper, n. 224).

FISHER, F. M.; KAYSEN, C. **A study in econometrics**: the demand for electricity in the United States. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1962.

IPARDES – INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Análise Conjuntural**, Curitiba, v. 41, n. 1-2, jan.-fev. 2019. Disponível em: https://www.ipardes.pr.gov.br/sites/ipardes/arquivos_restritos/files/documento/2019-09/Analise%20Conjuntural%20-%20janeiro%20e%20fevereiro%202019.pdf. Acesso em: 20 jun. 2020.

JOHNSON, R.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis**. Nova Jersey: Prentice Hall International, 1988. 642 p.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

SOUZA, Z. F. de. **A importância da reação da demanda na formação dos preços de curto prazo em mercados de energia elétrica**. Tese (Doutorado) – Departamento de Engenharia de Energia e Automação Elétricas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

WILSON, J. W. Residential demand for electricity. **The Quarterly Review of Economics and Business**, v. 11, n. 1, p. 7-22, 1971.

Data da submissão: 5 ago. 2021.

Primeira decisão editorial: 1 jul. 2022.

Última versão recebida: 13 mar. 2025.

Aprovação final: 25 mar. 2025.