

Aquecimento Global e a Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil¹

Global Warming and Residential Electricity Demand in Brazil

Lora dos Anjos Rodrigues²

José Gustavo Féres³

Leonardo Bornacki de Mattos⁴

Resumo: Neste artigo, tem-se por objetivo investigar os determinantes da demanda residencial de energia elétrica no Brasil com ênfase no fator climático. Avalia-se, ainda, por meio de simulações, o impacto das variações de temperatura projetadas pelos modelos climatológicos sobre a demanda de energia elétrica. A estimação do modelo foi realizada com dados estaduais para o período 1991-2008 a partir de uma especificação de painel dinâmico. As variáveis climáticas mostraram-se estatisticamente significativas, evidenciando a importância de se incorporar os fatores climáticos nos estudos empíricos sobre demanda de eletricidade. Os resultados da simulação sugerem que a demanda residencial de energia elétrica poderá aumentar em decorrência da adaptação ao aumento projetado na temperatura. Os maiores aumentos de demanda devem ser observados nas regiões Norte e Nordeste. Enquanto, a região Sul, caracterizada por temperaturas mais amenas, deve registrar os menores aumentos de consumo nos possíveis cenários.

Palavras-chave: Demanda residencial de energia elétrica. Mudanças climáticas. Painel dinâmico.

Abstract: This paper aims at investigating the determinants of residential electricity demand in Brazil, with an emphasis on the role of climate factors. Additionally, it presents simulation exercises to assess how projected changes in temperature may influence electricity demand. A dynamic panel data model was estimated by using state-level data for the period 1991-2008. Climate variables were found to be statistically significant, highlighting the importance of incorporating such variables in electricity demand estimations. Simulation results suggest that electricity demand may increase in response to the projected

¹ Este artigo é resultante da dissertação desenvolvida no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV) com apoio de bolsa da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

² Professora no Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG). E-mail: lora.rodrigues@unifal-mg.edu.br.

³ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Rio de Janeiro (RJ), Brasil. E-mail: jose.feres@ipea.gov.br.

⁴ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: lbmattos@ufv.br. O autor agradece ao apoio recebido do CNPq por meio de bolsa de produtividade em pesquisa PQ-2.

temperature changes. The North and Northeastern regions would experience the highest increases in demand. The South region, which is characterized by milder temperatures, would register a lower increase in electricity consumption.

Keywords: Residential electricity demand. Climate change. Dynamic panel.

JEL Classification: Q41; Q54; Q58.

1 INTRODUÇÃO

Apesar da extensa literatura sobre demanda de energia elétrica, a maioria dos estudos econométricos aplicados ao Brasil ainda não incorpora fatores climáticos em suas análises. A omissão das variáveis climáticas na especificação dos modelos de demanda pode resultar em estimativas viesadas das elasticidades-preço e renda, comprometendo a aplicabilidade desses parâmetros para fins de planejamento energético. Além disso, ao ignorar os fatores climáticos, as análises não permitem abordar a questão das estratégias de adaptação às mudanças climáticas.

Há evidências de que o aumento no consumo residencial de energia seria uma resposta adaptativa a altas temperaturas. Conforme Bigano, Bosello e Marano (2006) observaram, com as fortes ondas de calor que atingiram a Europa em 2003, as pessoas parecem ter alterado seu padrão de consumo de energia, adotando o uso mais intenso dos equipamentos de climatização como uma estratégia adaptativa às altas temperaturas.

Projeções climáticas apresentadas pelo Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) sugerem aumentos da temperatura média no Brasil variando entre 3°C e 5°C até 2100, com fortes diferenças regionais. Na Amazônia, por exemplo, a temperatura média poderá aumentar entre 4°C e 8°C (Economia da Mudança do Clima – EMCBC, 2010). Diante de tais projeções, podem ser esperadas modificações no padrão de consumo de energia elétrica, evidenciando assim a importância de estudos que avaliem o efeito do clima sobre a demanda.

Neste artigo, tem-se por objetivo investigar os determinantes da demanda residencial de energia elétrica no Brasil entre 1991 e 2008 com ênfase na influência

do fator climático. Pretende-se, adicionalmente, simular o impacto do aumento da temperatura projetado pelos modelos climatológicos para o período de 2010–2069 sobre a demanda de energia elétrica nacional e regional.

O estudo da demanda de eletricidade se faz ainda mais importante no contexto das crescentes restrições impostas à expansão da oferta. Historicamente, o planejamento energético no Brasil tem privilegiado a expansão da oferta para atender ao crescimento do consumo. Contudo, esta estratégia de gestão via aumento da capacidade de geração apresenta sinais de esgotamento, pois, além da exigência de altos investimento para sua implantação, a expansão da infraestrutura de geração tem sido alvo de críticas devido ao impacto socioambiental. A construção de novos aproveitamentos hidrelétricos, por exemplo, provoca o alagamento de grandes áreas para a construção de barragens, deslocamento de comunidades locais e alterações no regime hídrico, entre outros impactos negativos. Em função disso, os processos de licenciamento ambiental para a construção de novas usinas têm enfrentando forte oposição de ambientalistas e comunidades locais. Ressalte-se ainda a existência de estudos que projetam redução da vazão de algumas bacias hidrográficas em decorrência das mudanças climáticas, com comprometimento do potencial energético. Segundo Schaeffer *et al.* (2008), as reduções de vazão média anual nas bacias hidrográficas brasileiras podem implicar redução de 2,2% na produção de energia das hidrelétricas, caso se confirmem as mudanças no regime de chuvas projetadas pelos modelos climatológicos do Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC).

Alternativamente, observa-se tendência crescente na capacidade de geração de eletricidade por fontes diferentes da hidráulica, principalmente a eólica, que aumentou 32,6% de 2011 a 2012 (Empresa de Pesquisa Energética - EPE, 2013). Embora a produção de eletricidade a partir dessa fonte também tenha aumentado (86,7%), não há expectativa de redução na dominância da fonte hidráulica na oferta interna de eletricidade. Além disso, a expansão dessa fonte também não está livre de impactos socioambientais (desocupação de terras, alterações nos biomas, ruído sonoro, entre outros).

Nesse cenário de preocupação crescente com a sustentabilidade e de limitações na capacidade de expansão da infraestrutura de geração, o gerenciamento pelo lado da demanda aparece como uma alternativa indispensável de planejamento para o setor elétrico. Ratifica-se, assim, a importância de se conhecer, de forma consistente, os determinantes da demanda para subsidiar a elaboração de políticas de planejamento energético.

Este artigo está dividido em mais cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, encontra-se a revisão de literatura. Na terceira, apresenta-se o modelo teórico que fundamenta a relação entre clima e demanda residencial de energia. Na quarta seção, demonstra-se o modelo econométrico utilizado na estimação. Por fim, na quinta e na sexta seção, apresentam-se os resultados e as conclusões, respectivamente.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O reconhecimento da eletricidade como um dos principais componentes do vetor energético da economia motivou numerosos estudos sobre os determinantes de sua demanda. Tais estudos, como observado por Schmidt e Lima (2004), são importantes para o aprimoramento do planejamento energético.

Modiano (1984) realiza um dos primeiros estudos econométricos sobre os determinantes da demanda de energia elétrica para o Brasil. A partir de um modelo de ajustamento dinâmico de demanda de energia, foram estimadas as elasticidades-preço e renda da demanda de energia elétrica para as três principais classes de consumo (industrial, residencial e comercial) no período 1966-1981. O autor calculou elasticidades-preço de longo prazo de -0,40 para a classe residencial, -0,18 para a classe comercial e -0,22 para a classe industrial. Em relação à elasticidade-renda, Modiano (1984) obtém valores acima de 1,0 para todas as classes de consumo.

Desde então, seguiu-se uma série de trabalhos que se propõe analisar a sensibilidade da demanda de energia elétrica em relação à renda e ao preço. Andrade e Lobão (1997) analisam a demanda residencial e realizam previsão de

consumo para o período 1997-2005, e Schmidt e Lima (2004) fazem uma análise da demanda das três principais classes de consumo a partir de dados referentes ao período 1969-1999. Ambos os trabalhos adotaram técnicas de cointegração, o que propicia um tratamento estatístico mais adequado à questão da não estacionariedade das séries utilizadas nas regressões. Os trabalhos obtiveram elasticidades-preço e renda da demanda residencial de energia abaixo dos valores apresentados por Modiano (1984).

A literatura empírica dedicou-se, também, a analisar as especificidades das demandas regionais. Irffi *et al.* (2009) e Siqueira, Cordeiro Júnior e Castelar (2006) analisam a demanda das três classes de consumo para a região Nordeste. Nessas análises, encontraram resultados distintos daqueles obtidos em escala nacional, evidenciando a necessidade de se levar em conta a heterogeneidade regional. Mattos e Lima (2005) analisam a demanda residencial de energia elétrica para o estado de Minas Gerais.

A Tabela 1 resume os principais resultados da literatura empírica brasileira sobre a demanda residencial. Em linhas gerais, os estudos verificaram que a elasticidade-preço da demanda de energia elétrica no Brasil é baixa, com estimativas variando entre -0,05 e -0,46. Enquanto, as elasticidades-renda estimadas apresentam maior variabilidade, com valores entre 0,2 e 1,4.

Tabela 1 – Resumo dos resultados da literatura nacional sobre demanda residencial (agregada) de energia elétrica

Autor	Abrangência Geográfica	Método de Estimação	Elasticidade Preço	Elasticidade Renda
Modiano (1984)	Brasil	MQO ¹	-0,46	1,12
Andrade e Lobão (1997)	Brasil	MCEV ²	-0,05	0,21
Schmidt e Lima (2004)	Brasil	MCEV	-0,08	0,53
Mattos e Lima (2005)	Minas Gerais	MCEV	-0,26	0,53
Siqueira, Cordeiro Jr. e Castelar (2006)	Nordeste	MCEV	-0,41	1,4

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹MQO - Mínimos Quadrados Ordinários; ²MCEV - Mecanismo de Correção de Erros Vetoriais.

Poucas estimações econométricas de demanda de energia no Brasil têm dado atenção à questão da influência do clima no consumo de energia. Isto contrasta com a crescente literatura internacional sobre o assunto.

Bigano, Bosello e Marano (2006) estimam, a partir de um modelo de painel dinâmico, a demanda de energia elétrica para países pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) entre 1978 e 2000. O estudo utilizou dados anuais e encontrou uma relação negativa entre temperatura e consumo de energia no caso residencial.⁵ Já, as demandas industrial e comercial não se mostraram sensíveis às variações de temperatura.

Os trabalhos que se seguiram destacaram a não linearidade dos efeitos das mudanças na temperatura sobre a demanda de energia decorrentes da heterogeneidade sazonal. De um lado, em períodos frios, o aumento na temperatura está associado à redução no consumo de energia. Essa redução decorre da menor necessidade de aquecimento. Por outro lado, em períodos quentes, o aumento na temperatura reflete-se em aumento do consumo de energia decorrente da maior necessidade de refrigeração dos ambientes.⁶

Evidências empíricas dos efeitos não lineares das mudanças na temperatura sobre a demanda residencial de energia elétrica são apresentadas por Mansur, Mendelsohn e Morrison (2008), Deschênes e Greenstone (2011) e Aroonruengsawat e Auffhammer (2012) para o caso estadunidense, assim como, por Eskeland e Mideksa (2010) para o caso de países europeus. Os trabalhos apresentaram também simulações de como o consumo de energia se comportaria frente às projeções de temperatura até o ano de 2100 dos modelos climatológicos. Para o caso dos Estados Unidos, os três trabalhos encontraram um efeito líquido positivo: o aumento no consumo de energia elétrica decorrente da elevação na temperatura durante as estações quentes superaria a redução no consumo devido ao aumento na temperatura das estações frias.⁷ No caso europeu, os resultados de Eskeland e Mideksa (2010) sugerem que o aquecimento global levaria a uma redução líquida do consumo de energia nos países localizados ao norte da região, onde a redução da

⁵ Estes países são caracterizados por temperaturas médias relativamente mais amenas e inverno mais intenso, destinando parte do uso de energia ao aquecimento de ambientes internos.

⁶ No caso da demanda industrial, o aumento do consumo estaria associado às necessidades de resfriamento de máquinas e equipamentos.

⁷ Mansur, Mendelsohn e Morrison. (2008) também apresentam estimações para a demanda comercial e encontram resultados semelhantes em relação à não linearidade entre mudanças na temperatura e consumo de energia.

necessidade de aquecimento nos períodos frios superaria o aumento no consumo para fins de refrigeração. Enquanto, os países próximos à região mediterrânea experimentariam um aumento de consumo líquido, com o aumento da necessidade de refrigeração em dias quentes superando a menor necessidade de aquecimento em períodos frios. Já, De Cian, Lanzi e Roson (2007) analisam a demanda do setor residencial a partir de uma amostra mais ampla e composta por países mais heterogêneos, que inclui 35 países da OCDE e 5 não pertencentes. Os resultados, mais uma vez, ressaltam a não linearidade dos efeitos de variações na temperatura sobre a demanda de energia.

No caso brasileiro, DePaula e Mendelsohn (2010) e Hollanda, Dias e Saraiva (2012) realizam os primeiros estudos econométricos que incorporam o clima como fator explicativo da demanda residencial de energia elétrica. O primeiro teve como objetivo estimar a sensibilidade da demanda em relação à temperatura conforme estratos de renda. No entanto, o trabalho utiliza dados climáticos anuais, não levando em consideração a não linearidade dos efeitos de variações na temperatura. Já, o segundo utiliza o fator climático como variável de controle, sem explorar de maneira mais detalhada o papel da temperatura no consumo de energia. Portanto, apesar de a literatura empírica brasileira já reconhecer os fatores climáticos como determinantes da demanda residencial de energia, o papel dessas variáveis ainda foi pouco explorado e carece de análises mais detalhadas. Em particular, a questão da variação da demanda de energia como potencial estratégia adaptativa ao aquecimento global ainda não foi abordada. Neste artigo, pretende-se contribuir para preencher essa lacuna.

3 MODELO TEÓRICO

Tradicionalmente, a literatura empírica fundamentou-se em modelos teóricos em que a demanda de energia elétrica é tratada como bem de consumo final na função de utilidade do consumidor. Segundo Berndt (1991) e Kamerschen e Porter (2004), a inclusão do consumo de energia diretamente na função utilidade justifica-se pela utilização de equipamentos que necessitam de energia para

funcionar. No entanto, tal abordagem não permite avaliar explicitamente a relação entre clima e consumo residencial de energia elétrica.

Como referencial teórico alternativo, adota-se o modelo proposto por Eskeland e Mideksa (2010).⁸ Em seu modelo, o nível de utilidade dos consumidores está relacionado ao nível de conforto térmico, que é função do consumo de eletricidade necessário para manter a temperatura desejada no interior dos domicílios. Além de justificar a inserção dos fatores climáticos na função de demanda, o modelo permite incorporar a questão do consumo de energia como estratégia de adaptação a variações climáticas, bem como leva em conta a não linearidade dos efeitos de variações na temperatura sobre o consumo de energia. Como discutido na seção anterior, há considerável evidência empírica a favor dessa relação não linear. O modelo oferece, portanto, um tratamento analítico adequado para as questões abordadas neste artigo.

Representa-se a utilidade do consumidor representativo i no tempo t como uma função separável de um conjunto de bens e serviços (Q_{it}) e de conforto térmico (C_{it}):

$$U_{it} = u(Q_{it}, C_{it}) \quad (1)$$

em que pressupõe-se $u_r = (Q_{it}, C_{it}) > 0$ e $u_{rr} = (Q_{it}, C_{it}) < 0$, representativos das derivadas parciais de primeira e segunda ordem, respectivamente, em relação a cada componente da função utilidade.

O principal pressuposto desta abordagem é que o conforto térmico apresenta relação não linear com a temperatura. Temperaturas extremamente baixas no interior da residência estariam associadas a um menor nível de conforto e, nesse caso, a elevação da temperatura resultaria em aumento de conforto para o consumidor. Porém, para níveis relativamente altos de temperatura, que estariam associados a um maior nível de conforto, um aumento na temperatura resultaria

⁸ Ver também Dwees e Wilson (1990), Dubin, Miedema, Chandran (1986), e Hausman (1979; 1985).

em aumento do desconforto térmico. Para captar essa não linearidade, desagrega-se a temperatura T_{it} segundo suas médias por estação T_{it}^s .

Define-se o conforto térmico ainda como função do grau de isolamento térmico das construções h_i , do consumo de energia E_{it} , do total de equipamentos reguladores da temperatura A_{it} (condicionadores de ar, ventiladores e aquecedores) e da eficiência energética desses equipamentos w_t . O consumo de energia seria uma função dos equipamentos reguladores de temperatura, uma vez que há complementaridade no uso de equipamentos como o ar-condicionado e o consumo de energia. Da mesma forma, o consumo de energia também seria função da eficiência energética dos aparelhos, uma vez que maior eficiência resultaria em menor quantidade de energia consumida pelos aparelhos reguladores para manter estável o nível de conforto. Considera-se que a eficiência energética varia unicamente ao longo do tempo como decorrência da evolução tecnológica. Enquanto, o isolamento térmico varia segundo características das construções do domicílio i , consideradas constantes ao longo do tempo. Finalmente, o conforto térmico pode ser expresso por:

$$C_{it} = c(T_{it}^s, E_{it}, A_{it}, w_t, h_i) \quad (2)$$

em que T_{it}^s representa a temperatura média na região do domicílio i , no ano t , durante a estação s (s = verão, outono, primavera e inverno).

Para derivação do modelo empírico, supõe-se que a função de conforto térmico possui a seguinte especificação:

$$C_{it} = h_i (w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \quad (3)$$

em que as variáveis T^B e T^A referem-se às estações caracterizadas por temperaturas baixas e altas, respectivamente.

O pressuposto implícito à classificação das temperaturas sazonais nas categorias T^B e T^A é que existem níveis de temperatura a partir dos quais o frio ou o calor excessivos geram desconforto. Ou seja, existe um nível de temperatura

$\underline{\tau}$ tal que $T_{it}^s = T^B$ se $T_{it}^s < \underline{\tau}$, e existe um determinado nível $\bar{\tau}$ tal que $T_{it}^s = T^A$ se $T_{it}^s > \bar{\tau}$ ⁹. O coeficiente α_j corresponde à semielasticidade do conforto térmico em relação às baixas temperaturas e considera-se $\alpha_j > 0$: um aumento na temperatura de estações frias é acompanhado por aumento do conforto térmico. Já, o coeficiente α_k corresponde à semielasticidade do conforto térmico em relação às altas temperaturas e assume-se $\alpha_k < 0$: a elevação na temperatura de estações quentes é acompanhada pela redução no nível de conforto térmico. Por fim, o coeficiente $m > 0$ refere-se à produtividade da eletricidade em mitigar o efeito negativo das mudanças na temperatura.

As mudanças ocorridas na temperatura T^B e T^A podem ser compensadas por modificações na quantidade de energia elétrica consumida para que o nível de conforto (e utilidade) seja mantido constante. Assim, as variações no consumo de energia caracterizam-se como estratégia de adaptação às mudanças climáticas. Essas relações estão expressas nas proposições 1 e 2, que evidenciam ainda a não monotonicidade dos efeitos de modificações na temperatura sobre o consumo de energia.

Proposição 1: um aumento na temperatura em estações frias leva à redução no consumo de energia elétrica, ou seja, $\frac{dE}{dT^B} < 0$.

Demonstração: Tomando-se a diferencial total da expressão (3) e considerando $dC = 0$ e $dT^A = 0$, tem-se:

⁹ Na literatura internacional (por exemplo, Eskeland e Mideksa (2010)), é comum considerar que temperaturas abaixo de 18°C gerem desconforto devido ao frio excessivo, enquanto temperaturas acima de 22°C gerem desconforto devido ao excesso de calor. O grau de intensidade do desconforto é dado pelo desvio da temperatura observada em relação a esses valores de referência. No nosso contexto, isso significaria definir $T_{it}^s = T^B$ caso $T_{it}^s < 18^\circ C$ e $T_{it}^s = T^A$ caso $T_{it}^s > 22^\circ C$. No entanto, tal classificação é arbitrária e pode claramente variar segundo percepções subjetivas. Por essa razão, neste estudo não adotamos explicitamente um intervalo para essa classificação. O sinal e significância dos coeficientes das temperaturas trimestrais na equação de demanda de energia por si só definem as categorias. Por exemplo, trimestres com coeficientes negativos e significativos mostrariam que a temperatura é classificada como T^B .

$$dC = \frac{\partial \left[h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \right]}{\partial E} dE + \frac{\partial \left[h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \right]}{\partial T^B} dT^B$$

$$0 = \left[h_i(w_t A_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} m E^{m-1} \right] dE + \left[h_i(w_t A_{it})^m \alpha_j e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} E_{it}^m \right] dT^B$$

$$\frac{dE}{dT^B} = -\frac{\alpha_j}{m} E_{it} < 0 \quad (4)$$

Portanto, verifica-se que o consumo de energia elétrica varia no sentido inverso da modificação na temperatura das estações frias. Ou seja, o aumento da temperatura em estações frias é acompanhado por redução na demanda de eletricidade. Este resultado pode ser explicado pela menor necessidade de aquecimento para manter o nível de conforto desejado no interior do domicílio.

Proposição 2: um aumento na temperatura em estações quentes leva ao aumento no consumo de energia elétrica, ou seja, $\frac{dE}{dT^A} > 0$.

Demonstração: Tomando-se a diferencial total da expressão (3) e considerando $dC = 0$, $dT^B = 0$, tem-se:

$$dC = \frac{\partial \left[h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \right]}{\partial E} dE + \frac{\partial \left[h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \right]}{\partial T^A} dT^A$$

$$0 = \left[h_i(w_t A_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} m E^{m-1} \right] dE + \left[h_i(w_t A_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} \alpha_k e^{\alpha_k T_{it}^A} E_{it}^m \right] dT^A$$

$$\frac{dE}{dT^A} = -\frac{\alpha_k}{m} E_{it} > 0 \quad ; \quad \text{uma vez que } \alpha_k < 0 \quad (5)$$

Nesse caso, verifica-se que a necessidade de energia elétrica varia no mesmo sentido das variações na temperatura das estações quentes. Assim, o aumento da temperatura nas estações quentes é acompanhado por aumento na demanda de energia elétrica. Esse resultado pode ser explicado pela necessidade de refrigeração em dias mais quentes para manter o nível de conforto térmico constante no interior dos domicílios.

Para determinar a demanda de energia elétrica do indivíduo em cada período, parte-se da solução do problema de otimização do consumidor:

$$\begin{aligned} \max_{Q, C} U_{it} &= \frac{aQ_{it}^{1-\phi} + (1-a)C_{it}^{1-\phi}}{1-\phi} \\ \text{sujeito a } R_{it} &= Q_{it} + P_{it}E_{it} \quad ; \\ C_{it} &= h_i(w_i A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A} \end{aligned} \quad (6)$$

em que a utilidade U_{it} é especificada como uma função elasticidade de substituição constante, onde o parâmetro ϕ representa o grau de substituição entre conforto térmico e consumo, satisfazendo as restrições $\phi > 0$ e $\phi \neq 1$. Supõe-se ainda que $0 < a < 1$. A restrição orçamentária enuncia que a renda R_{it} corresponde à soma do valor gasto com o consumo de eletricidade $P_{it}E_{it}$ e do conjunto dos demais bens Q_{it} , tomado como numerário.

A partir das condições de primeira ordem do problema de otimização dado em (6), é possível obter uma especificação empírica para a função de demanda de energia elétrica. A derivação da função de demanda e a relação entre os coeficientes da especificação empírica com os parâmetros estruturais do modelo encontram-se no Apêndice A. A especificação empírica da demanda é expressa por:

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln R_{it} + \beta_3 T_{it}^B + \beta_4 T_{it}^A + \beta_5 \ln A_{it} + \mu_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Observa-se que a quantidade demandada E_{it} , além de função do próprio preço P_{it} , depende da renda R_{it} . Espera-se que a elasticidade-preço da demanda β_1 e a elasticidade-renda da demanda β_2 sejam negativa e positiva, respectivamente. Em relação às variáveis climáticas, espera-se que β_3 seja negativo em decorrência da relação inversa entre a temperatura média das estações frias T_{it}^B e o consumo de energia elétrica. Em contrapartida, o sinal esperado para β_4 é positivo, dada a relação direta entre a temperatura das estações quentes T_{it}^A e o consumo de energia. A tendência temporal μ_t está associada à evolução da eficiência

energética decorrente do progresso tecnológico, e o efeito fixo c_i corresponde às características do isolamento térmico das residências.¹⁰

4 MODELO ECONOMETRICO

A indisponibilidade de dados relativos ao estoque de aparelhos reguladores de temperatura no interior das residências (A_{it}) impediu que a expressão (7) fosse estimada. Alternativamente, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, no qual o consumo de energia defasado ($E_{i,t-1}$) é acrescentado como variável explicativa ao modelo. Acredita-se que o consumo defasado seja uma boa *proxy* para o estoque de aparelhos reguladores de temperatura, uma vez que a demanda de energia residencial é determinada, em boa parte, pela posse de aparelhos eletrodomésticos. Assim, o consumo defasado estaria fortemente correlacionado com o estoque de eletrodomésticos existente nas residências. Adicionalmente, utiliza-se também o preço dos eletrodomésticos como *proxy* para a evolução do estoque. Além disso, o termo defasado é importante para captar a inércia nos hábitos de consumo.

Dessa forma, a função de demanda estimada possui a especificação geral de um modelo de painel dinâmico:

$$q_{it} = \rho q_{i,t-1} + X'_{it}\beta + \mu_t + c_i + \varepsilon_{it} ; \text{ em que } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (8)$$

em que q_{it} é a quantidade demandada de energia elétrica residencial do estado i no período t , $q_{i,t-1}$ refere-se à quantidade demandada no período $t-1$, X'_{it} é o vetor de outras variáveis observadas determinantes da demanda (temperaturas trimestrais, preço da eletricidade, renda e preço dos eletrodomésticos) e ε_{it} é o erro aleatório da regressão.

¹⁰ A derivação das relações da tendência temporal e do termo de efeitos fixos com os parâmetros e variáveis do modelo é apresentada no Apêndice A.

O aspecto dinâmico da especificação do modelo permite distinguir o efeito marginal das variáveis explicativas no curto prazo e longo prazo. Substituindo recursivamente os termos autoregressivos na equação (8), pode-se observar que:

$$\begin{aligned} \text{Efeito marginal no período } t: \quad & \frac{\partial q}{\partial x_k} = \beta_k \\ \text{Efeito marginal no período } t+1: \quad & \frac{\partial q}{\partial x_k} = \beta_k \rho \\ \text{Efeito marginal no período } t+j: \quad & \frac{\partial q}{\partial x_k} = \beta_k \rho^j \quad ; \quad j \geq 2 \end{aligned} \quad (9)$$

em que x_k é um dos componentes do vetor de variáveis explicativas X'_{it} . Dessa forma, o efeito de longo prazo é dado por $\frac{\partial q}{\partial x_k} = \frac{\beta_k}{1-\rho}$.

Em contrapartida, a inclusão do termo autoregressivo conduz ao problema de endogeneidade na medida em que a variável dependente defasada $q_{i,t-1}$ está correlacionada com c_i , parte do erro de composição ($v_i = c_i + \varepsilon_{it}$). Para eliminar o termo fixo c_i , Anderson e Hsiao (1981) foram os primeiros a propor a aplicação da primeira diferença em (8):

$$\Delta q_{it} = \rho \Delta q_{i,t-1} + \Delta X'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Note que ainda persiste a correlação entre $q_{i,t-1}$ e $\varepsilon_{i,t-1}$. Anderson e Hsiao (1981) propõem um estimador consistente¹¹ com a aplicação do método de Mínimos Quadrados de 2 Estágios (MQ2E) adotando como variável instrumental a segunda defasagem da variável dependente em diferença ($\Delta q_{i,t-2}$) ou em nível ($q_{i,t-2}$).¹² Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Arellano e Bond (1991) expandem o conjunto de variáveis instrumentais (defasagens de ordem superior a $q_{i,t-2}$) e obtêm

¹¹ No entanto, as estimativas serão ineficientes ainda que o conjunto completo de instrumentos esteja disponível e que ε_{it} seja homocedástico. Pois, para $t > 3$, o modelo é sobre-indentificado e o termo $\Delta \varepsilon_{it}$ é um processo de média móvel.

¹² Arellano (1989) apresenta evidências que favorecem o uso das variáveis em nível.

estimadores eficientes assintoticamente pela aplicação do Método dos Momentos Generalizados (GMM, sigla em inglês),¹³ que explora as condições de ortogonalidade:

$$E(q_{i,t-s}\Delta\varepsilon_{it})=0 \quad \text{para } t=3,\dots,T \text{ e } 2\leq s\leq t-1 \quad (11)$$

em que $\Delta\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$.¹⁴ O número total de condições de ortogonalidade é dado por $m = \frac{1}{2}(T-1)\times(T-2)$.

Em forma matricial, essas condições podem ser reescritas como $E(Z_i'\Delta\varepsilon_i) = 0$, em que Z_i' é uma matriz $(T-2)\times m$ dada por:

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{iT-2} \end{bmatrix}$$

e $\Delta\varepsilon_{it}$ é o vetor de dimensão $T-2$ dado por $(\Delta\varepsilon_{i3}, \Delta\varepsilon_{i4}, \dots, \Delta\varepsilon_{iT})'$.

O estimador GMM, baseado nas condições de ortogonalidade em (11), minimiza a função distância $\Delta\varepsilon_{it}'Z_N'Z_N\Delta\varepsilon_{it}$, em que Z' é a matriz de dimensão $m \times N(T-2)$ definida por $(Z_1', Z_2', \dots, Z_N')$ e A_N representa a matriz de pesos.

Nesta aplicação, adota-se o estimador de Arellano-Bond (1991)¹⁵ e a matriz de pesos proposta pelos autores:

¹³ *Generalized method of moments*.

¹⁴ Na presença de regressores x_{kit} endógenos contidos em X_{it}' , podem-se considerar $x_{ki,t-2}, \dots, x_{ki1}$ como instrumentos válidos para Δx_{kit} ; $t=3, \dots, T$. No caso de variáveis estritamente exógenas, toda a série temporal $x_{ki1}, \dots, x_{kiT}$ estará disponível como instrumento adicional.

¹⁵ Uma versão em dois estágios do estimador utiliza $H = \sum_{i=1}^N \Delta\hat{\varepsilon}_i\Delta\hat{\varepsilon}_i'$ na matriz de peso A_N . No entanto, estudos de simulação sugerem que há pouco ganho em termos de eficiência em relação ao estimador de um estágio mesmo na presença de heterocedasticidade. Ver Arellano e Bond (1991), Blundell e Bond (1998) e Blundell, Bond e Windmeijer (2000).

$$A_N = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' H Z_i \right)^{-1}$$

em que H é a matriz $(T-2) \times (T-2)$ dada por:

$$H = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 \end{pmatrix}$$

A consistência do estimador de Arellano-Bond depende do pressuposto de inexistência de correlação serial de segunda ordem no resíduo em primeira diferença, $E(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-2}) = 0$, que implica necessariamente ausência de autocorrelação nos resíduos em nível, como pressupõe o método empregado. A validade dos instrumentos poderia ser avaliada a partir do teste de especificação de Sargan para exogeneidade. Entretanto, a opção pelo uso de estimadores robustos em relação à heterocedasticidade e à correlação entre as unidades da *cross-section* impede sua implementação (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

4.1 Forma Funcional e Dados

A demanda residencial de energia elétrica a ser estimada possui a seguinte especificação:

$$\ln q_{it} = \beta_0 + \rho \ln q_{i,t-1} + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln R_{it} + \beta_3 T_{it}^1 + \beta_4 T_{it}^2 + \beta_5 T_{it}^3 + \beta_6 T_{it}^4 + \beta_7 PEI_{it} + \beta_8 t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

em que q_{it} é o consumo de eletricidade do estado i no ano t , $q_{i,t-1}$ é o consumo defasado em um período, P_{it} é a tarifa média de eletricidade, R_{it} é a renda e T_{it}^s representa a temperatura média do trimestre s , $s = 1, \dots, 4$. A inclusão das temperaturas trimestrais tem por finalidade captar a possível não linearidade na relação entre clima e consumo de energia. Já, PEI_{it} é o preço de equipamentos intensivos em eletricidade (eletrodomésticos) do estado i no tempo t . A variável

tempo t capta a influência de outros fatores não observados que variam somente no tempo como, por exemplo, ganhos em eficiência energética decorrentes do progresso tecnológico.

Os dados observados são anuais e abrangem o período 1991-2008 para os 26 estados e o Distrito Federal, totalizando 486 observações. Os dados de consumo de energia residencial foram obtidos a partir da série histórica do Balanço Energético Nacional (BEN) publicada pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE). A tarifa média estadual de energia foi computada pela ponderação das tarifas médias das empresas distribuidoras de energia atuantes no estado, sendo os pesos a participação relativa no mercado de energia distribuída. A tarifa por empresa distribuidora de energia elétrica, disponibilizada pela Superintendência de Regulação Econômica (SRE) da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), foi calculada a partir da divisão da receita tarifária pela quantidade de energia fornecida. Todas as tarifas foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) com ano base 2000. O Produto Interno Bruto (PIB) estadual *per capita* é proveniente do Instituto de Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O preço dos eletrodomésticos é dado pelo Índice de Preço por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) relativo ao setor, publicado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). As estatísticas descritivas dessas variáveis encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Variável	Unidade	Fonte	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Consumo de energia elétrica	kWh	EPE	2,72e+09	4,81e+09	6,50e+07	3,13e+10
Tarifa de energia elétrica	R\$/kWh ¹	ANEEL	0,1448	0,0334	0,0036	0,2799
PIB <i>per capita</i>	R\$ ¹	IBGE	5424,35	3335,34	1442,29	23799,54
IPA-OG: eletrodomésticos ²	Índice ¹	FGV	101,99	6,17	93,87	115,26

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Expressos em valores reais de 2000; ² Índice de Preço por Atacado – Oferta Global: Eletrodomésticos.

Em relação aos dados climáticos, as temperaturas trimestrais médias observadas foram obtidas a partir da série temporal mensal disponibilizada por MATSUURA, K. e WILLMOTT, C. J. (2009). As informações são predominantemente provenientes da *Global Historical Climatology Network* (GHCN2). Para a municipalização dos dados, a base de dados climáticos foi sobreposta à malha municipal georreferenciada do IBGE.

A temperatura trimestral para cada ano em cada estado foi obtida por meio da temperatura média mensal dos municípios de cada estado de acordo com as estações do ano: trimestre 1 (verão), como média dos meses de dezembro, janeiro e fevereiro; trimestre dois (outono), como média dos meses de março, abril e maio; trimestre 3 (inverno), como média dos meses junho, julho e agosto; e trimestre quatro (primavera), como média dos meses de setembro, outubro e novembro.

Na Tabela 3, apresenta-se uma síntese, a média da temperatura trimestral no período estudado para os níveis nacional e regional de agregação.

Tabela 3 – Temperatura trimestral média observada no período 1991-2008 (°C)

	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Trimestre 1	25,24	26,08	26,35	23,99	22,77	24,38
Trimestre 2	24,08	25,91	25,54	22,10	19,12	23,27
Trimestre 3	22,33	25,84	23,98	18,95	14,81	21,53
Trimestre 4	24,60	26,96	25,92	21,94	18,87	24,45

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de MATSUURA, K. e WILLMOTT, C. J. (2009).

5 RESULTADOS

Estimou-se o modelo de demanda residencial de energia elétrica do Brasil segundo a especificação apresentada na equação (12), adicionando uma variável *dummy* para captar os efeitos do racionamento de energia ocorrido no ano de 2001.¹⁶ Assim como o termo defasado, a variável relativa à tarifa média de energia

¹⁶ A inclusão de uma *dummy* para o período de racionamento pressupõe que o efeito dessa medida tenha um caráter temporário. Estudos empíricos indicam que a queda de consumo de eletricidade ocorrida durante o período de racionamento não se constituiu em uma quebra estrutural, e que os hábitos de consumo já retornaram à tendência de longo-prazo do período pré-acionamento. Ver Siqueira, Cordeiro Júnior e Castelar (2006).

elétrica foi considerada endógena. O modelo foi estimado pelo método de Arellano e Bond (1991). O teste a partir dos resíduos indica a presença de correlação serial de primeira ordem, mas não rejeita a hipótese de ausência de correlação serial de segunda ordem, garantindo, assim, a consistência do estimador. Os resultados encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4 – Coeficientes estimados para a demanda residencial de energia elétrica do Brasil no período 1991-2008

Variável	Coeficiente de curto prazo	Coeficiente de longo prazo	Semi-elasticidade de longo prazo (%)
lnconsumo (t-1)	0,7751*** (0,0363)	-	-
lnTarifa	-0,0152*** (0,0045)	-0,0676	-
lnRenda	0,0689*** (0,0257)	0,3062	-
Preço dos Eletrodomésticos	-0,0231*** (0,0022)	-0,1029	-
Tendência temporal	-0,0185*** (0,0028)	-	-
<i>dummy</i> racionamento	-0,1334*** (0,0102)	-	-
temperatura Trim 1	0,0164** (0,0071)	0,0730	7,3023
temperatura Trim 2	-0,0100** (0,0043)	-0,0443	-4,4258
temperatura Trim 3	0,0080** (0,0035)	0,0354	3,5423
temperatura Trim 4	0,0182*** (0,0046)	0,0810	8,0993
constante	5,8585*** (0,0046)	26,0485	-
H0: Ausência de correlação serial de 1. ^a ordem	z = -3,9478*** prob>z = 0,0001		
H0: Ausência de correlação serial de 2. ^a ordem	z = -0,79553 prob>z = 0,4263		
Total de observações	486		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; Erros-padrão entre parênteses.

Os coeficientes mostram-se significativos estatisticamente e, de maneira geral, apresentam os sinais esperados. Analisando os coeficientes de longo prazo, observa-se que a elasticidade-preço da demanda está entre os valores encontrados por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2004). Estima-se que um aumento de 1% na tarifa seja acompanhado, em média, por uma queda de 0,07% na

quantidade demandada. A inelasticidade da demanda em relação ao preço pode ser atribuída à ausência de fontes de energia substitutas à eletricidade nos domicílios. Esse resultado sugere ainda que uma política de aumento tarifário não seja eficaz como instrumento de promoção de conservação de energia. A elasticidade-renda da demanda também se situa entre os valores encontrados pelos autores supracitados, com seu valor indicando que o aumento de 1% na renda *per capita* eleva em 0,3% o consumo de energia elétrica.

A demanda mostrou-se ainda sensível ao preço dos eletrodomésticos. O sinal negativo associado ao coeficiente é esperado, dada a complementaridade entre a posse de eletrodomésticos e o consumo de energia. A tendência temporal apresenta sinal negativo, o que poderia ser explicado pelo aumento da eficiência energética em decorrência do progresso tecnológico. A *dummy* relativa ao período de racionamento também apresenta sinal negativo, refletindo a queda no consumo observada no período.

A significância estatística dos coeficientes associados às temperaturas trimestrais sugere que os fatores climáticos são determinantes do consumo de energia elétrica residencial e que a omissão dessas variáveis nas especificações de demanda pode resultar em estimativas viesadas. Deve-se observar que os coeficientes associados a cada trimestre apresentam importantes diferenças de magnitude e variações no sinal estimado. Esse resultado está de acordo com a relação não linear entre temperatura e consumo de energia registrada pela literatura.

Em termos absolutos, os coeficientes do segundo e terceiro trimestres são valores relativamente próximos, assim como os do primeiro e quarto. Isso pode ser explicado pelo fato destes pares apresentarem temperaturas médias relativamente mais baixas e mais altas, respectivamente. Entretanto, diferente do esperado com base nas temperaturas médias, a temperatura do terceiro trimestre não apresenta uma relação inversa com o consumo de eletricidade.

Quanto à diferença na magnitude dos coeficientes, observa-se que o aumento na demanda por energia elétrica em decorrência do aumento de um grau na temperatura do primeiro e quarto trimestres é mais expressivo do que o aumento

gerado pela queda de um grau na temperatura do segundo trimestre. Esse resultado decorre do fato de o Brasil ser um país tropical onde o uso de aparelhos condicionadores de ar é mais comum nos domicílios do que o uso de aquecedores elétricos de ambientes. Esse resultado realça, também, a limitação dos estudos baseados em dados anuais de temperatura, incapazes de incorporar essa heterogeneidade.

5.1 Simulação: Impacto do Aquecimento Global na Demanda de Energia Elétrica

Uma vez estimados os coeficientes da equação de demanda, é possível fazer simulações para avaliar como a demanda de energia elétrica se comportará frente aos aumentos de temperatura projetados pelos modelos climatológicos. O impacto da temperatura sobre o consumo residencial de energia é estimado multiplicando-se os coeficientes de longo prazo associados à temperatura pelas anomalias previstas pelo modelo climatológico para cada trimestre:

$$\Delta q_{it} = \frac{\hat{\beta}_3}{1-\rho} (T_{it}^{1,proj} - T_{it}^{1,base}) + \frac{\hat{\beta}_4}{1-\rho} (T_{it}^{2,proj} - T_{it}^{2,base}) + \frac{\hat{\beta}_5}{1-\rho} (T_{it}^{3,proj} - T_{it}^{3,base}) + \frac{\hat{\beta}_6}{1-\rho} (T_{it}^{4,proj} - T_{it}^{4,base}) \quad (13)$$

em que Δq_{it} é a variação da quantidade de energia demandada no estado i entre o horizonte considerado e o período base, $T_{it}^{s,base}$ é a temperatura média prevista pelos modelos climatológicos para trimestre s ($s=1,...,4$) no período base e $T_{it}^{s,proj}$ é a temperatura média projetada pelos modelos climatológicos para os diferentes horizontes. O período base refere-se aos anos 1961-1990, enquanto os períodos projetados referem-se aos horizontes 2010-2039 e 2040-2069.

A temperatura mensal projetada (2010-2069) é obtida a partir da média aritmética das projeções de dez modelos de circulação geral (MCG) do Quarto Relatório de Avaliação do IPCC (IPCC, 2007)¹⁷ – ver descrição no Apêndice B. A

¹⁷ Utiliza-se a média das projeções de diferentes modelos para tentar diminuir as chances de erro da projeção, na medida em que cada modelo envolve diferentes pressupostos e diferente grau de adequação à realidade observada.

partir das projeções espacializadas dos modelos, calcula-se a temperatura trimestral média projetada para os períodos 2010-2039 e 2040-2069 a nível municipal. Para obter ambas as bases em nível estadual, calculou-se a média aritmética das temperaturas municipais.

Foram consideradas as projeções climáticas para os cenários de emissões A1B e A2 elaborados no Quarto Relatório de Avaliação do IPCC (IPCC, 2007). O cenário A1B, de forma geral, descreve um crescimento econômico acelerado, população global atingindo um pico em meados do século e rápida introdução de novas tecnologias mais eficientes. Há equilíbrio na utilização de todas as fontes de energia (combustíveis fósseis e não fósseis renováveis). A família de cenários A2 prescreve um menor crescimento econômico, maior crescimento da população e mudança tecnológica mais lenta em relação ao cenário A1B. O nível de emissões de gases de efeito estufa (GEE) é maior no segundo cenário. A Tabela 5 descreve as projeções climatológicas.

Tabela 5 – Média da temperatura (°C) trimestral projetada pelos modelos de circulação geral global

Cenário	Trimestre	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Base¹	Trim1	24,93	25,93	25,36	23,44	23,32	24,93
	Trim2	23,45	25,57	24,57	21,01	19,00	23,00
	Trim3	22,05	25,42	23,55	18,60	15,52	21,15
	Trim4	25,28	27,64	25,74	22,46	20,93	26,20
A1B	Trim1 10-39 ²	26,43	27,30	27,55	24,77	23,82	26,05
	Trim2 10-39	25,46	27,31	26,61	23,41	20,65	25,29
	Trim3 10-39	23,75	26,96	25,40	20,31	16,59	23,25
	Trim4 10-39	25,93	28,17	27,18	23,06	20,38	26,23
	Trim1 40-69 ³	27,44	28,36	28,50	25,69	24,82	27,16
	Trim2 40-69	26,49	28,43	27,59	24,31	21,56	26,53
	Trim3 40-69	24,79	28,16	26,35	21,27	17,42	24,41
	Trim4 40-69	27,01	29,40	28,11	24,08	21,39	27,49
A2	Trim1 10-39 ²	26,38	27,21	27,51	24,74	23,76	26,01
	Trim2 10-39	25,38	27,26	26,59	23,19	20,48	25,24
	Trim3 10-39	23,67	26,86	25,38	20,17	16,46	23,15

(continua)

(continuação)

Cenário	Trimestre	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
	Trim4 10-39	25,92	28,12	27,22	23,05	20,29	26,22
	Trim1 40-69 ³	27,43	28,35	28,45	25,74	24,80	27,20
	Trim2 40-69	26,49	28,45	27,51	24,32	21,64	26,54
	Trim3 40-69	24,68	28,05	26,31	21,15	17,24	24,25
	Trim4 40-69	26,96	29,29	28,12	24,04	21,24	27,48

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ¹Refere-se ao período 1961-1990; ²Refere-se ao período 2010-2039; ³Refere-se ao período 2040-2069.

Os resultados da simulação são apresentados na Tabela 6. Eles sugerem que o aquecimento global pode resultar em variações significativas no consumo de energia residencial.

Tabela 6 – Variação (%) esperada na quantidade consumida de energia elétrica no Brasil e suas regiões para cada período em relação ao período base (1961-1990), conforme cenário considerado

Abrangência geográfica	A1B		A2	
	10-39 ¹	40-69 ²	10-39	40-69
Brasil	14,59	33,72	14,11	32,69
Norte	12,22	33,13	10,95	31,22
Nordeste	29,07	47,88	29,19	47,75
Sudeste	10,35	27,51	10,65	26,97
Sul	-4,48	10,35	-5,34	7,78
Centro-Oeste	5,30	24,92	4,87	24,31

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹Temperatura média projetada para 2010-2039; ²Temperatura média projetada para 2040-2069.

Em nível nacional, estima-se que a elevação projetada na temperatura terá impacto positivo sobre a demanda de energia elétrica até meados deste século, com a elevação na quantidade demandada podendo alcançar 33%. Esses valores encontram-se próximos aos obtidos nas simulações realizadas por Deschênes e Greenstone (2011) para os Estados Unidos e acima dos resultados apresentados por Souza *et al.* (2013) para o Brasil.

Observa-se que a magnitude do impacto é crescente ao longo do tempo, como decorrência da intensificação dos efeitos das mudanças climáticas. Para o cenário A1B, por exemplo, espera-se um aumento de 14% entre 2020 e 2039, enquanto até o período 2040-2069 poderia ocorrer um aumento de 33% na quantidade demandada nas residências brasileiras. Ressalta-se ainda que as variações

percentuais no consumo de energia são muito próximas nos dois cenários considerados.

Passando para o nível regional da análise, é possível verificar que os impactos do aquecimento global são bastante heterogêneos. Na região Sul, que tem temperatura média relativamente baixa, o aumento da temperatura projetado para o período 2010-2039 poderá ter impacto negativo sobre a demanda de eletricidade. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que o aumento projetado de temperatura média na região para esse período poderá ser acompanhado por menor necessidade de aquecimento dos ambientes domésticos nos trimestres mais frios, resultando em queda na demanda de energia. No entanto, para um horizonte de tempo mais longo, as simulações indicam um aumento de consumo. Com o aumento mais significativo da temperatura média no período 2040-2069, o aumento do consumo de energia para se adaptar aos trimestres mais quentes pode superar a redução decorrente da menor necessidade de eletricidade para aquecimento dos ambientes, resultando em efeito líquido positivo.

As regiões Nordeste e Norte poderão sofrer os maiores efeitos do aquecimento global, com a demanda aumentando mais de 47% e 33%, respectivamente, em meados do século. Para essas regiões, estão previstos os maiores aumentos de temperatura média, o que pode resultar em maior consumo de energia para se adaptar aos períodos de calor extremo. As simulações apontam ainda para a ocorrência de aumentos significativos de consumo de eletricidade nas regiões Sudeste e Centro-Oeste caso se confirmem as projeções de aumento de temperatura.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa, buscou-se investigar a influência da temperatura na demanda residencial de energia elétrica e o possível impacto do aumento de temperatura projetado até meados deste século na quantidade demandada em nível nacional e regional. Para isso, foi estimada a demanda de energia com dados

estaduais para o período compreendido entre 1991 e 2008 a partir de um modelo de painel dinâmico.

Identificou-se a temperatura como importante fator determinante da demanda residencial de energia elétrica do Brasil. Também, verificou-se que a demanda de energia elétrica, de fato, não reage de forma linear às mudanças na temperatura. Variações de temperatura nas diferentes estações do ano têm impactos distintos na demanda de eletricidade. Esses resultados conduzem à conclusão de que é importante considerar os fatores climáticos no estudo da demanda de eletricidade para que se possa obter estimativas confiáveis de sua relação com os seus determinantes. Além disso, é importante desagregar a temperatura a fim de captar de forma mais precisa a influência do clima sobre o consumo, dada a relação não linear existente.

As simulações realizadas indicaram que a demanda residencial de energia elétrica do Brasil e de suas regiões poderão sofrer impacto significativo do aquecimento global, com elevação da quantidade de eletricidade consumida, caso se confirmem as projeções de aumento na temperatura. Embora seja esperado um impacto positivo sobre a demanda e sobre todas as regiões do país, a magnitude do aumento esperado não será homogênea. As regiões Nordeste e Norte poderão sofrer os maiores efeitos das mudanças climáticas, com a demanda aumentando mais de 47% e 33%, respectivamente, em meados do século. Nessas regiões, estão previstos os maiores aumentos de temperatura média, o que pode resultar no maior consumo de energia para se adaptar aos períodos de calor extremo. Já a região Sul, caracterizada por temperaturas mais amenas, deve registrar os menores aumentos de consumo de energia elétrica. Logo, considerar as diferenças das projeções regionais, possibilita a adoção de políticas de planejamento específicas como resposta aos diferentes impactos causados em cada região.

Os resultados da simulação, com a projeção de aumentos consideráveis no consumo residencial de energia elétrica, lançam luz sobre a importância de se considerar o lado da demanda nas estratégias de adaptação às mudanças climáticas no setor energético. O debate setorial tem se concentrado no lado da oferta, com o predomínio da preocupação em relação às potenciais perdas de

geração de energia hidrelétrica e a discussão sobre estratégias de diversificação para a redução da vulnerabilidade da matriz energética brasileira. No entanto, além da potencial redução de oferta, os planejadores do setor devem estar atentos ao possível aumento da demanda por energia. O comportamento da demanda de energia frente às mudanças climáticas tem sido negligenciado no debate atual.

Por fim, apontam-se como limitação desta pesquisa os pressupostos necessários para a realização do exercício de simulação do impacto do aquecimento global. Para a execução desse exercício, foi realizada a previsão do consumo futuro que, assim como em qualquer trabalho que se proponha a fazer previsão, implica assumir que a relação entre as variáveis manter-se-á constante com o passar dos anos. Tal estabilidade pode não se concretizar para longos períodos de análise, pois podem ocorrer mudanças estruturais e inovações tecnológicas que modifiquem a relação entre as variáveis. Além disso, como destacado na metodologia, a opção por estimadores robustos não permite a execução do teste de Sargan de validade dos instrumentos.

REFERÊNCIAS

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

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, v. 76, p. 598-606, 1981.

THE INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC. Fourth Assessment Report - *AR4. Climate Change 2007*. Synthesis Report. Geneva, Switzerland: Core Writing Team, Pachauri, R.K and Reisinger, A. (Ed.), 2007.

ARELLANO, M. A note on the Anderson-Hsiao estimator for panel data. *Economics Letters*, v. 31, p. 337-341, 1989.

ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of especification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error component models. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 29-51, 1995.

AROONRUENGSAWAT, A.; AUFFHAMMER, M. Simulating the impacts of climate change, prices and population on California's residential electricity consumption. *Climatic Change*, n. 109 (S1), p. 191-210, 2012.

BAUGHMAN, M.; JOSKOW, P. Energy consumption and fuel choice by residential and commercial consumers in the United States. *Energy Syst Policy*, v. 1, p. 305-323, 1976.

BENTZEN, J.; ENGSTED, T. Short and long-run elasticities in energy demand: a cointegration approach. *Energy Economics*, v. 15, n. 15, p. 9-16, jan. 1993.

BERNDT, E. R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. [S. l.]: Addison-Wesley Publishing Company, cap. 7, p. 306-337, 1991.

BIGANO, A.; BOSELLO, F.; MARANO, G. Energy demand and temperature: a dynamic panel analysis. *Fondazione Eni Enrico Mattei*, 2006. (Nota di lavoro, n. 112).

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

BLUNDELL, R. W.; BOND, S. R.; WINDMEIJER, F. Estimation in dynamic panel data models: improving the performance of standard GMM estimator. *The Institute for Fiscal Studies*, 2000. (Working paper, n. 00/12).

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics using stata*. Texas: Stata Press, 2009.

DE CIAN, E.; LANZI, E.; ROSON, R. The impact of temperature change on energy demand. *Fondazione Eni Enrico Mattei*, 2007. (Nota di lavoro, n. 46).

DEPAULA, G.; MENDELSON, R. Development and the Impact of Climate Change on Energy Demand: Evidence from Brazil. *Climate Change Economics*, v. 1, n. 3, p. 187-208, 2010.

DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M. Climate change, mortality, and adaptation: evidence from annual fluctuations in weather in the US. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 3, n. 4, p. 152-185, 2011.

DEWEES, D.N.; WILSON, T.A. Cold houses and warm climates revisited: on keeping warm in Chicago, or paradox lost. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 3, p. 656-663, 1990.

DUBIN, J. A.; MIEDEMA, A. K.; CHANDRAN, R. V. Price effects of energy-efficient technologies: a study of residential demand for heating and cooling. *Rand Journal of Economics*, v. 17, n. 3, p. 310-325, 1986.

EMCB. *Economia da mudança do clima no Brasil*: custos e oportunidades. São Paulo: IBEP Gráfica, 2010.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA - EPE. *Balanço energético nacional (BEN)*. Disponível em: <https://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/BEN-Series-Historicas-Completas>. Acesso em: 20 jul. 2011.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA - EPE. *Balanço energético nacional 2013*: ano base 2012. EPE: Rio de Janeiro, 2013.

ESKELAND, G. S.; MIDEKSA, T.K. Electricity demand in a changing climate. *Mitigation and adaptation strategies for global change*, v. 15, n. 8, p. 877-897, 2010.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/fgv-dados>. Acesso em: 19 ago. 2011.

HAUSMAN, J. A. Individual discount rates and the purchase and utilization of energy-using durables. *Bell Journal of Economics*, v. 10, n. 1, p. 33-54, 1979.

HAUSMAN, J. A. The econometrics of nonlinear budget sets. *Econometrica*, v. 53, n. 6, p. 1255-1282, nov. 1985.

HOLLANDA, L.; DIAS, V. P.; SARAIVA, J. D. Chapter 2 - A Microdata Approach to Household Electricity Demand in Brazil. In: HOLLANDA, L. *Essays on Economic Regulation* (Tese de doutorado). Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2012.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H.S. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, v. 56, p. 1371-1395, 1988.

HOWE, C.; LINAWEAVER JUNIOR, F. P. The impact of price on residential water demand and its relation to system design and price structure. *Water Resources Research*, v. 3, n. 1, p. 13-32, 1967.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx> (Base de dados: Regional). Acesso em: 10 ago. 2011.

IRFFI, G. *et al.* Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região Nordeste, usando OLS dinâmico e mudança de regime. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 69-98, jan./mar. 2009.

KAMERSCHEN, D. R.; PORTER, D. V. The demand for residential, industrial and total electricity, 1973-1998. *Energy Economics*, v. 26, n. 1, p. 87-100, 2004.

MANSUR, E. T.; MENDELSON, R.; MORRISON, W. Climate change adaptation: a study of fuel choice and consumption in the U.S. energy sector. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 55, p. 175-193, out. 2008.

MATSUURA, K.; WILLMOTT, C. J. Terrestrial air temperature: 1900 – 2008. Center for climatic research, department of geography, University of Delaware. Gridded Monthly Time Series. Newark, EUA: jun. 2009. Base de dados, versão 2.01. Disponível em: <https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/global-land-precipitation-and-temperature-willmott-matsuura-university-delaware>. Acesso em: 02 jun. 2012.

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

MODIANO, E. M. *Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia PUC, 1984. (Texto para discussão, n. 68).

SCHAEFFER, R. *Sumário executivo do relatório: mudanças climáticas e segurança energética no Brasil*. Rio de Janeiro: COPPE/UFRJ, jun. 2008.

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

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JUNIOR, H. 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, p. 137-178, 2006.

SOUZA, E. C. *et al.* Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil. *Política e Planejamento Econômico*, v. 43, p. 49-87, 2013.

Autor correspondente:

Lora dos Anjos Rodrigues
lora_anjos@yahoo.com.br

Recebido em: 27/02/2020
Aceito em: 30/12/2020

APÊNDICE A – Derivação da especificação empírica da função demanda

Neste apêndice, apresenta-se a derivação da especificação empírica expressa por (7) a partir do problema de otimização.

O Lagrangeano do problema de otimização dado em (6) pode ser escrito como:

$$L = U_{it} + \lambda(R_{it} - Q_{it} - P_{it}E_{it})$$

A partir das condições de primeira ordem $\frac{\partial L}{\partial Q} = 0$ e $\frac{\partial L}{\partial E} = 0$ [esta última levando-se em conta a equação que $C_{it} = h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A}$], obtém-se respectivamente:

$$\lambda = a Q_{it}^{-\phi} \quad (\text{A.1})$$

$$\lambda = \frac{(1-a)C_{it}^{-\phi} \cdot [h_i(w_t A_{it})^m m E_{it}^{m-1} e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A}]}{P_{it}} \quad (\text{A.2})$$

Igualando (A.1) a (A.2) tem-se

$$a Q_{it}^{-\phi} = \frac{(1-a)C_{it}^{-\phi} \cdot [h_i(w_t A_{it})^m m E_{it}^{m-1} e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A}]}{P_{it}}$$

$$\frac{1}{Q_{it}^{\phi}} = \pi \frac{C_{it}^{-\phi} C_{it}}{P_{it} E_{it}}$$

$$P_{it} E_{it} = \pi Q_{it}^{\phi} C_{it}^{1-\phi} \quad (\text{A.3})$$

em que $\pi = \frac{m(1-a)}{a}$.

Substituindo novamente $C_{it} = h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A}$ e resolvendo para E_{it}

$$P_{it} E_{it} = \pi Q_{it}^{\phi} [h_i(w_t A_{it} E_{it})^m e^{\alpha_j T_{it}^B} e^{\alpha_k T_{it}^A}]^{1-\phi}$$

$$E_{it}^{[m(1-\phi)-1]} = \frac{P_{it}}{\pi Q_{it}^{\phi} [h_i(w_t A_{it})^m v]^{1-\phi}}$$

$$E_{it} = (1/\pi)^{1/[m(1-\phi)-1]} \cdot (1/v)^{1-\phi/[m(1-\phi)-1]} \cdot P_{it}^{1/[m(1-\phi)-1]} \cdot Q_{it}^{-\phi/[m(1-\phi)-1]} \cdot h_i^{-1+\phi/[m(1-\phi)-1]} \cdot A_{it}^{-m(1-\phi)/[m(1-\phi)-1]} \cdot w_t^{-m(1-\phi)/[m(1-\phi)-1]}$$

$$(\text{A.4})$$

em que $v = e^{\alpha_j T_{it}^B + \alpha_k T_{it}^A}$.

Tomando-se o logaritmo natural dos dois lados de (A.4), tem-se:

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln Q_{it} + \beta_3 T_{it}^B + \beta_4 T_{it}^A + \beta_5 \ln A_{it} + \mu_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.5})$$

Para eliminar a variável endógena (e não observável) Q_{it} , observa-se que

$$\ln Q_{it} = \ln(R_{it} - P_{it}E_{it}) = \ln(P_{it}E_{it}) + \ln\left(\frac{R_{it}}{P_{it}E_{it}} - 1\right) . \quad \text{Fazendo uso da aproximação}$$

$$\ln\left(\frac{R_{it}}{P_{it}E_{it}} - 1\right) \cong \ln\left(\frac{R_{it}}{P_{it}E_{it}}\right), \text{ tem-se que } \ln Q_{it} = \ln R_{it} . \text{ Logo, pode-se reescrever a equação}$$

(A.5) e obter a especificação empírica do modelo de demanda de energia:

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln R_{it} + \beta_3 T_{it}^B + \beta_4 T_{it}^A + \beta_5 \ln A_{it} + \mu_t + c_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.6})$$

Por fim, observa-se que os coeficientes da especificação empírica (A.6) guardam a seguinte correspondência com os parâmetros estruturais do modelo:

$$\beta_0 = \ln \pi^{-1/[m(1-\phi)-1]};$$

$$\beta_1 = 1/[m(1-\phi)-1];$$

$$\beta_2 = -\phi/[m(1-\phi)-1];$$

$$\beta_3 = -\alpha_j(1-\phi)/[m(1-\phi)-1];$$

$$\beta_4 = -\alpha_k(1-\phi)/[m(1-\phi)-1];$$

$$\beta_5 = -m(1-\phi)/[m(1-\phi)-1];$$

$$\mu_t = \{-m(1-\phi)/[m(1-\phi)-1]\} \ln w_t ;$$

$$c_i = \{(-1+\phi)/[m(1-\phi)-1]\} \ln h_i .$$

APÊNDICE B – Modelos de circulação geral para a previsão das temperaturas utilizadas na simulação

Modelo climatológico	Centro de Pesquisa	País
CNRM_CM3	Meteo-France/Centre National de Recherches Meteorologiques, the third version of the ocean-atmosphere model (CM3 Model)	França
CSIRO Mark 3.0	CSIRO Atmospheric Research	Austrália
GFDL_CM2.1	Geophysical Fluid Dynamics Laboratory of the National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA)	USA
GISS_ER	NASA Goddard Institute for Space Studies, ModelE20/Russell	USA
IPSL_CM4	IPSL/LMD/LSCE	França
MIROC3.2_medres	Center for Climate System Research, University of Tokyo (CCSR) / National Institute for Environmental Studies (NIES) / Frontier Research Center for Global Change, Japan Agency for Marine-Earth Science and Technology (FRCGC), medium resolution	Japão
MPI_ECHAM5	Max Planck Institute for Meteorology	Alemanha
MRI_CGCM2.3.2a	Meteorological Research Institute	Japão
UKMO_HADCM3	Hadley Center for Climate Prediction and Research / Met Office	UK
UKMO_HADGEM1	Centre Global Environmental Model, version 1 (HadGEM1) / Met Office	UK

Fonte: Elaboração própria a partir de IPCC (2007).