

## A EFICIÊNCIA DO CONSUMO RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

THIAGO COSTA SOARES \*  
LUCKAS SABIONI LOPES †  
DÊNIS ANTÔNIO DA CUNHA ‡

### Resumo

Este estudo analisou a eficiência do consumo residencial de energia elétrica nos estados brasileiros entre 1991 e 2014. A estratégia empírica consistiu em estimar, no primeiro estágio, a função de demanda, controlando a endogeneidade da tarifa e da renda. No segundo estágio, foram obtidas as estimativas da eficiência energética por um modelo de fronteira estocástica. Os principais resultados revelaram que o consumo residencial de energia elétrica é inelástico à tarifa, porém, bastante sensível à renda. Em adição, encontraram-se evidências de melhorias na eficiência do consumo de energia, possivelmente associadas com a substituição de produtos intensivos por outros mais econômicos.

**Palavras-chave:** Demanda; Energia; Eficiência energética; Dados em painel; Estados brasileiros.

### Abstract

This paper analyzed residential demand for electricity in 26 Brazilian states from 1991 to 2014. Our approach was based on a two-step procedure. First, a demand function controlling price- and income-endogeneity was estimated. Next, we employed a stochastic frontier model to obtain estimates of the energy efficiency indicators. Our main results showed that demand is price-inelastic and income-elastic. Moreover, we found that Brazilian states have been wasting a non-negligible amount of energy. Thus, we concluded that policies intended to reduce energy waste should focus preferentially on increasing the level of consumption efficiency, leaving prices as an ancillary tool.

**Keywords:** Electricity demand; Residential sector; Panel data; GMM; Stochastic frontier; Brazilian states.

**JEL classification:** C33, D11, Q4

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea117421>

\* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. Av. Dr. Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares - MG, 35010-177. E-mail: [thiago.costa@ufjf.edu.br](mailto:thiago.costa@ufjf.edu.br)

† Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. Av. Dr. Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares - MG, 35010-177. E-mail: [lucas.lobes@ufjf.edu.br](mailto:lucas.lobes@ufjf.edu.br)

‡ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Av. P.H. Rolfs, s/n, Centro, Viçosa - MG, 36570-000. E-mail: [denis.cunha@ufv.br](mailto:denis.cunha@ufv.br)

## 1 Introdução

O consumo de energia constitui um importante indicador de desenvolvimento econômico, pois, além de associar-se ao potencial produtivo, representa o poder aquisitivo da sociedade. Por isso, pode-se afirmar que seu adequado planejamento é condição necessária não somente para o crescimento, mas também para a elevação do bem-estar de uma nação (Balitskiy et al. 2016). A expansão desse mercado, por outro lado, tem sido associada aos principais problemas ambientais da atualidade, como as emissões de gases de efeito estufa (GEE) e a degradação dos recursos naturais (Henriksson et al. 2012, IPCC 2013). Essas questões são assunto estratégico para governantes e objeto de profundo debate acadêmico. De fato, consumir energia de forma sustentável é um desafio atual, especialmente para as economias em desenvolvimento (Jannuzzi & Schipper 1991).

A relevância da temática pode ser observada pela elevação recente do consumo mundial de eletricidade, uma das principais fontes de energia à disposição. Dados do BANK (2015) mostram que o percentual de pessoas com acesso à energia elétrica cresceu de 75% para mais de 84% entre 1990 e 2012, principalmente em razão da expansão do mercado consumidor de emergentes, como China, Índia e Brasil. No caso brasileiro em específico, uma questão que vem despertando atenção são os frequentes riscos de racionamento que, somados ao uso de termelétricas, elevam os custos de produção e as emissões de GEE (Almeida et al. 2001).

Nesse contexto, a linha de pesquisa que estuda a dinâmica do consumo residencial de energia elétrica no país se consolidou nos últimos anos, a qual tornou bastante popular a estimação e análise de funções de demanda (veja-se, por exemplo, Modiano (1984), Andrade & Lobão (1997), Almeida et al. (2001), Schmidt & Lima (2004), de Mattos & de Lima (2009), Siqueira et al. (2006), Irffi et al. (2009), Hollanda et al. (2012), Silva et al. (2012).

Não obstante, ao estimar funções de demanda tradicional, assume-se que quaisquer desvios não capturados pelos modelos de regressão sejam choques aleatórios. Essa suposição pode ser bastante restritiva, uma vez que o consumo é influenciado por fatores como alterações nos hábitos da população, melhorias na eficiência energética dos eletrodomésticos e/ou diferenças na legislação que afetam a quantidade desperdiçada de energia. Os estudos aplicados ao caso brasileiro e citados anteriormente, ao desconsiderarem a variável desperdício, deixam de fora um fator chave para planejar o consumo de forma sustentável, sobretudo em momentos de crise<sup>1</sup>(Geller et al. 2004).

A obtenção dos parâmetros da função de demanda por energia elétrica em conjunto ao indicador de desperdício de energia tem sido realizada com modelos de fronteira estocástica (Filippini & Hunt 2011, 2012, Filippini et al. 2014, Orea et al. 2015, Kavousian et al. 2015). Porém, sua aplicabilidade esbarra em importantes entraves metodológicos. Por exemplo, o problema da possível endogeneidade do preço e da renda que ainda não foi examinado adequadamente nesse contexto, o que pode produzir estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros (Greene 2002).

Portanto, o principal objetivo da presente pesquisa é analisar o consumo residencial de energia elétrica nos estados brasileiros, com foco no desperdício

---

<sup>1</sup>Entre 2001 e 2002, por exemplo, o Brasil passou por uma importante crise de racionamento de energia elétrica. O período ficou conhecido como "crise do apagão". Em 2014, o país voltou a sofrer risco de racionamento por questões hídricas que afetaram a oferta de eletricidade.

energético ocorrido entre 1991 e 2014, período em que importantes eventos atingiram o segmento no país, tais como crises hídricas, privatizações e racionamento. Este estudo avança em relação à literatura existente ao gerar uma estimativa do desperdício energético ocorrido no período por meio da combinação de modelos de demanda e fronteira estocástica, em que a possível endogeneidade das variáveis preço e renda é controlada.

Além da introdução, o artigo está organizado em outras quatro seções. A Seção 2 traz uma discussão sobre os modelos de demanda energética, nacionais e internacionais. Apresentam-se, na Seção 3, a estratégia empírica adotada e a base de dados. Os resultados são discutidos na Seção 4. Por fim, na Seção 5 são tecidas as conclusões.

## 2 Revisão da literatura

A pesquisa de Modiano (1984) é pioneira no estudo da demanda de energia elétrica dos setores residencial, industrial e comercial no Brasil. Seus dados compreenderam os anos de 1966 a 1981. Seguindo a abordagem metodológica padrão da época, o autor estimou funções de demanda com o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Suas elasticidades para o setor residencial foram na ordem de  $-0,46$  (preço) e  $1,12$  (renda). Ao estimar um modelo de ajuste parcial, que incluiu a variável consumo defasada como variável explicativa, a elasticidade preço de curto prazo foi estimada em  $-0,12$  (não significativa) e a elasticidade renda de curto prazo foi calculada em  $0,33$ . Contudo, o MQO conduz a estimativas inconsistentes na presença de regressores endógenos, o que lança dúvidas sobre os valores obtidos por Modiano (1984), principalmente quando se inclui defasagens do consumo no lado direito da equação.

Andrade & Lobão (1997) revisitaram o problema, ampliando a base de dados para o período de 1963 a 1995 e utilizando as técnicas de MQO, variáveis instrumentais (VI) e modelo de correção do erro (VEC). Suas estimativas da elasticidade preço nos dois primeiros casos foram  $-0,06$  (MQO) e  $-0,04$  (VI). Para o caso da renda, os valores obtidos foram  $0,24$  (MQO) e  $0,28$  (VI). Os autores visaram, também, associar as mudanças no consumo às variações do índice de preços dos eletrodomésticos, como forma de modelar o efeito do estoque disponível desses bens sobre o consumo das famílias. Porém, a tentativa de controlar esse fator pode ter introduzido outros problemas. Como a variação da qualidade dos aparelhos eletrodomésticos é desconsiderada na análise, o preço desses bens tende a se correlacionar com o termo de erro, gerando inconsistências que não foram tratadas pelos autores.

Uma ramificação dessa linha de pesquisa tem enfatizado a utilização de modelos de cointegração como forma de contornar a possível endogeneidade das variáveis explicativas. Schmidt & Lima (2004), por exemplo, estimaram a demanda por energia elétrica no país com modelos autorregressivos com correção de erros (VAR/VEC), utilizando dados anuais entre 1969 e 1999. Seus resultados indicaram elasticidades preço e renda de longo prazo de  $-0,09$  e  $0,54$ , respectivamente. Aplicando o mesmo método, as elasticidades encontradas por Andrade & Lobão (1997) para o período 1963 a 1995 foram de  $-0,06$  (preço) e  $0,21$  (renda).

de Mattos & de Lima (2009), Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009), utilizando metodologia similar, estimaram funções demanda para regiões espe-

cíficas do Brasil. No primeiro artigo, os autores avaliaram o caso de Minas Gerais, estimando um modelo VEC para o período de 1970 a 2002. As elasticidades obtidas foram de  $-0,26$  (preço) e  $0,53$  (renda). Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009) avaliaram a demanda de energia no Nordeste brasileiro entre 1970 e 2003. Em Siqueira et al. (2006), consideraram-se os efeitos do racionamento de energia do início da década de 2000 (o "apagão"). Os resultados indicaram elasticidades preço e renda iguais a  $-0,41$  e  $1,4$ , respectivamente. Irffi et al. (2009) estimaram a relação de longo prazo do modelo VEC com a técnica *Dynamical Ordinary Least Squares* – DOLS (Stock & Watson 1993), que inclui *leads* e *lags* da primeira diferença das variáveis analisadas como regressores. As elasticidades obtidas pelos autores foram  $-0,69$  (preço) e  $0,68$  (renda).

Hollanda et al. (2012) e Silva et al. (2012) procuram estimar funções de demanda por energia elétrica no setor residencial com dados das pesquisas de orçamento familiar (POF). A principal vantagem de utilizar esse tipo de base de dados é a possibilidade de controlar diretamente o estoque de eletrodomésticos das famílias. Entretanto, problemas como a endogeneidade da tarifa elétrica e da renda familiar não foram tratados por esses autores, o que pode ter gerado estimativas de MQO e de máxima verossimilhança enviesadas e inconsistentes. Especificamente, Hollanda et al. (2012) analisaram o período 2002-2003, encontrando os valores de  $-0,34$  para a elasticidade preço e elasticidade renda negativa e próxima a zero (ambas não significativas a 10%). Silva et al. (2012) consideraram a POF dos anos 2008-2009, utilizando o método de regressão quantílica. Para a mediana, seus resultados indicam elasticidade preço próxima de zero e elasticidade renda de aproximadamente  $0,35$ .

Percebe-se, portanto, que a elasticidade preço da demanda por energia no país tende a ser inelástica. Porém a faixa de valores obtidos pela literatura é ampla, variando de zero (Silva et al. 2012) a, aproximadamente,  $-0,7$  (Irffi et al. 2009). Com respeito à elasticidade renda da demanda por energia, os resultados disponíveis são ainda menos conclusivos, com estimativas que variam de zero (Hollanda et al. 2012) a  $1,1$  ou  $1,4$  (Modiano 1984, Siqueira et al. 2006).

A pesquisa internacional tem experimentado os mesmos desafios metodológicos mencionados para o caso brasileiro. Nesse sentido, uma vasta gama de abordagens diferentes tem sido proposta com o objetivo de estimar corretamente os parâmetros da função de demanda por energia elétrica residencial. Filippini (1995), por exemplo, estudou o caso das cidades suíças entre 1987 e 1990 com o método de MQO, encontrando elasticidades preço e renda de  $-0,71$  e zero, respectivamente. Ainda com o MQO, Filippini & Pachauri (2004) estimaram elasticidades de  $-0,42$  (preço) e  $0,64$  (renda) na Índia em 1993-1994; e Zhou & Teng (2013) obtiveram as estimativas pontuais de  $-0,35$  (preço) e  $0,14$  (renda) na China em 2007-2009.

O presente estudo parece ser o primeiro a abordar a estimação da demanda residencial de energia elétrica no Brasil com dados regionais em formato de painel. Entretanto, essa técnica tem sido largamente utilizada em estudos internacionais. Concretamente, Narayan et al. (2007) avaliaram o caso dos países do G7 entre os anos de 1961 e 2005. Suas estimativas para as elasticidades preço e renda foram  $-1,45$  e  $0,32$ , respectivamente. Alberini & Filippini (2011) e Filippini & Hunt (2012) estudaram o caso dos estados norte-americanos entre 1995 e 2007. O primeiro artigo utilizou a técnica de dados em painel com efeitos fixos, em que se obtiveram os valores de  $-0,22$  para

a elasticidade preço e 0,28 para a elasticidade renda. O segundo artigo procurou modelar a dinâmica da eficiência energética no tempo com o método de fronteira estocástica. Nesse caso, as estimativas das elasticidades foram  $-0,11$  (preço) e  $0,17$  (renda). Blazquez et al. (2013) estimaram a demanda por energia elétrica do setor residencial em 47 províncias espanholas entre 2000 e 2008. Os autores procuraram corrigir o problema de endogeneidade da variável tarifa ao implementar o método de momentos generalizados, de Arellano & Bond (1991). As estimativas das elasticidades obtidas foram  $-0,08$  (preço) e  $0,18$  (renda).

Por fim, Nasir et al. (2008) e Sa'ad (2009) consideraram técnicas de séries de tempo em suas pesquisas. No primeiro artigo, os autores utilizaram o modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (*Autoregressive-Distributed Lag model* – ARDL) para estimar a demanda residencial no Paquistão, com dados anuais variando de 1979 a 2006. A elasticidade preço encontrada foi de  $-0,77$  e a elasticidade renda foi igual a  $1,29$ . Por seu turno, Sa'ad (2009) analisou os dados da Coréia do Sul entre os anos de 1973 e 2007, por meio da técnica de decomposição estrutural de séries de tempo. Os resultados obtidos indicaram que a demanda é preço-inelástica ( $-0,27$ ) e que a elasticidade renda é de aproximadamente  $1,33$ .

Diante do que foi apresentado na presente revisão da literatura, a principal contribuição desta pesquisa é fornecer estimativas desses parâmetros que são consistentes na presença de uma série de problemas econométricos, como a provável endogeneidade da tarifa e da renda, e a consideração da variável *proxy* para a variação da eficiência energética no tempo. É importante ressaltar que os estudos nacionais consultados não trataram adequadamente de, pelo menos, uma dessas questões.

### 3 Metodologia e base de dados

#### 3.1 Modelo empírico

No presente estudo, assume-se que o consumo residencial de energia elétrica é função de diferentes fatores que condicionam a demanda, podendo ser representado da seguinte forma:

$$CE_{i,t} = f(TAR_{i,t}, REN_{i,t}, DES_{i,t}, DDOM_{i,t}, TEMP_{i,t}), \quad (1)$$

em que  $CE$  denota o consumo de energia elétrica;  $TAR$  refere-se ao preço da energia elétrica;  $REN$  representa a renda domiciliar *per capita*;  $DES$  indica a desigualdade de renda (medida pelo índice de Theil);  $DDOM$  é o número de domicílios *per capita*;  $TEMP$  é a temperatura média;  $i$  refere-se a cada um dos estados brasileiros mais o Distrito Federal<sup>2</sup>; e  $t$  representa cada ano do período de 1991 a 2014.

Espera-se que preço ( $TAR$ ) e renda ( $REN$ ) tenham, respectivamente, relação inversa e direta com a demanda. Essas hipóteses decorrem naturalmente da teoria econômica e têm amplo suporte empírico. A relação entre desigualdade ( $DES$ ) e consumo energético, por sua vez, não é trivial. Segundo Jacobson et al. (2005), a desigualdade de renda pode afetar o grau de consumo energético da população indiretamente, por meio da redução da capacidade

<sup>2</sup>O estado de Rondônia foi excluído da análise pela indisponibilidade de dados para o período.

social de adquirir bens e serviços que necessitam de energia. Por essa razão, estados mais desiguais tendem a consumir menos energia. Já o número de domicílios *per capita* (*DDOM*) permite captar o efeito positivo da expansão residencial em relação à taxa de crescimento populacional. Por fim, espera-se associação positiva entre a temperatura (*TEMP*) e o consumo. Conforme argumentam Pilli-Sihvola et al. (2010), a elevação da temperatura pode aumentar o consumo de energia elétrica em função do uso mais intenso de eletrodomésticos para o condicionamento dos ambientes, sobretudo em países de clima tropical, como o Brasil.

Para a estimação do modelo empírico, a estrutura de dados em painel sugere que a especificação apropriada deve assumir o seguinte formato<sup>3</sup>:

$$ce_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{t=1991}^{2014} \alpha_t D_t + \beta_1 tar_{i,t} + \beta_2 ren_{i,t} + \beta_3 des_{i,t} + \beta_4 ddom_{i,t} + \beta_5 temp_{i,t} + e_{i,t}, \quad (2)$$

$$e_{i,t} = \eta_i + v_{i,t} + u_{i,t}. \quad (3)$$

em que *ce*, *tar*, *ren*, *des*, *ddom* e *temp* representam, respectivamente, o logaritmo do consumo residencial de energia elétrica *per capita*, da tarifa energética, da renda familiar *per capita*, do índice de Theil (indicador de desigualdade de renda), do número de domicílios *per capita* e da temperatura média. A constante geral do modelo é denotada por  $\alpha_0$ ; por sua vez,  $\alpha_t$  modela efeitos comuns a todos os estados, mas variáveis no tempo, como períodos de estiagens, cheias, racionamentos, entre outros; e, por fim,  $D_t$  são *dummies* temporais.

Na Equação (3), o termo de erro  $e_{i,t}$  é composto por três elementos distintos:  $\eta_i$ , que captura efeitos específicos a cada estado e invariantes no tempo, como, por exemplo, diferenças socioculturais que afetam o consumo;  $v_{i,t}$ , que modela a dinâmica da ineficiência, ou desperdício do consumo de energia residencial; e,  $u_{i,t}$ , que representa a parcela puramente aleatória de  $e_{i,t}$ .

Estudos prévios têm comumente estimado formas funcionais similares à Equação (2) utilizando MQO ou Máxima Verossimilhança (Modiano 1984, Filippini 1995, Andrade & Lobão 1997, Filippini & Pachauri 2004, Alberini & Filippini 2011). Entretanto, esse procedimento pode conduzir a estimativas inconsistentes e, ou, ineficientes dos parâmetros por, pelo menos, três razões. Em primeiro lugar, o preço (tarifa) pode ser simultaneamente determinado na função de consumo, incorrendo no conhecido problema de endogeneidade. Em segundo lugar, renda e consumo também podem apresentar causalidade bidirecional, assim como na relação preço-demanda. Por fim, a variabilidade transversal e temporal do indicador de ineficiência (desperdício) pode contaminar o termo de erro e os parâmetros do modelo. Nesse sentido, o presente estudo avança ao considerar cada uma dessas questões explicitamente.

De fato, preocupações com a possível simultaneidade entre consumo de energia elétrica e a tarifa datam do trabalho de Modiano (1984). Apesar de ser razoável supor que o processo de precificação considere preponderantemente

<sup>3</sup>Essa formulação pode ser facilmente obtida do problema de maximização da utilidade Cobb-Douglas de um consumidor representativo.

os custos das concessionárias em sua formulação, não é possível afastar a hipótese de que motivações tributárias e políticas redistributivas, que são baseadas na quantidade adquirida de energia, sejam relevantes para o processo de precificação. Além disso, a tarifa pode ser endógena, estando correlacionada com o termo de erro contemporâneo por outros fatores. Isso ocorreria, por exemplo, se subsídios ou aumentos tarifários afetassem o desperdício energético em alguma direção.

Ademais, outra importante questão pouco explorada na literatura se deve à possível endogeneidade entre o consumo residencial de energia e a renda familiar. Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2016) mostram que o grau de informalidade<sup>4</sup> pode facilmente ultrapassar 50% no Brasil. Assim, a parcela da renda familiar oriunda do trabalho feito em casa irá depender em grande parte do consumo de energia elétrica, já que energia é um insumo da função de produção familiar. Tal hipótese pode ser especialmente interessante para os países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil<sup>5</sup>.

Por fim, destaca-se que a função de demanda agregada por energia elétrica residencial é derivada da demanda pelos serviços fornecidos pelo estoque de bens duráveis e semiduráveis à disposição das famílias, como iluminação, aquecimento, resfriamento e processamento de alimentos, entre vários outros (Filippini & Hunt 2011). Logo, a trajetória temporal da ineficiência energética desses bens, representada em 3 pelo termo  $v_{i,t}$  afeta  $ce_{i,t}$  e pode estar correlacionada com as variáveis tarifa e renda. Consequentemente, a não consideração desse elemento pode gerar estimativas inconsistentes dos parâmetros estimados.

A estratégia empírica adotada neste estudo contorna os desafios econométricos listados anteriormente ao basear-se na proposta metodológica de Guan et al. (2009) e Wang & Schmidt (2002), que segue um processo de dois estágios. No primeiro, obtêm-se estimativas consistentes das elasticidades com o método GMM sobre primeira diferença da Equação (2); e, no segundo, estimam-se os diferentes elementos da Equação (3) com o método de máxima verossimilhança para modelos de eficiência estocástica. Parte-se do pressuposto de que o termo de erro composto pode ser subdividido em parcelas independentes que representam, respectivamente, as características invariantes no tempo ( $\eta_i$ ), as alterações da ineficiência energética ( $v_{i,t}$ ) e o termo de erro aleatório ( $u_{i,t}$ ). Toma-se, em seguida, a primeira diferença da Equação (2), o que elimina os parâmetros  $\eta_i$  da Equação (3), dado que  $\Delta e_{i,t} = \Delta v_{i,t} + \Delta u_{i,t}$ . A estimação dessa versão em primeira diferença com métodos convencionais (MQO ou Máxima Verossimilhança) está sujeita a inconsistências, uma vez que as variáveis tarifa e renda podem ser endógenas, conforme fora discutido. Nesse caso,  $\Delta e_{i,t}$  será correlacionado com  $\Delta ce_{i,t}$ ,  $\Delta tar_{i,t}$  e  $\Delta ren_{i,t}$ . Recomenda-se, portanto, o uso do GMM para obtenção das elasticidades (Arellano & Bond 1991, Wang & Schmidt 2002, Guan et al. 2009).

Supõe-se que é possível obter um vetor de  $m$  instrumentos,  $M_{i,t}$ , que satisfaça as seguintes condições de momentos:

<sup>4</sup>Valor obtido pela divisão do número de empregados sem carteira mais os trabalhadores por conta própria pela soma de trabalhadores protegidos, empregados sem carteira e trabalhadores por conta própria.

<sup>5</sup>Crítica que recai, principalmente, sobre pesquisas que utilizam a renda familiar nas estimações, e não o produto interno bruto *per capita*, como, por exemplo, Filippini & Pachauri (2004), Holanda et al. (2012), Silva et al. (2012) e Zhou & Teng (2013).

$$E[M_{i,t}, \Delta e_{i,t}] = 0. \quad (4)$$

As variáveis exógenas, quais sejam, desigualdade de renda, densidade domiciliar, temperatura e *dummies* temporais, são candidatas naturais ao vetor  $m$ . Além delas, Arellano & Bond (1991) argumentam que defasagens maiores ou iguais a dois das variáveis endógenas podem ser utilizadas. Por exemplo, como  $\Delta e_{i,t} = e_{i,t} - e_{i,t-1}$ , tem-se que  $E[tar_{i,t}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$  e  $E[tar_{i,t-1}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$ . Contudo, se  $p \geq 2$ ,  $tar_{i,t-p}$  satisfaz a condição (4), conduzindo a  $E[tar_{i,t-p}, \Delta e_{i,t}] = 0$ . Assim, as estimações realizadas consideraram defasagens de segunda ordem ou superiores das variáveis tarifa e renda familiar *per capita* como instrumentos válidos.

Após organizar a base de dados referente aos  $m$  instrumentos na matriz  $M$ , pré-multiplicar a versão em primeiras diferenças da Equação (2) por  $M'$ , sua transposta, e utilizar o método de mínimos quadrados generalizados ao resultado obtido, é possível demonstrar que o estimador GMM dos parâmetros terá a seguinte forma genérica:

$$\hat{\beta} = (\Delta X' M W^{-1} M' \Delta X)^{-1} (\Delta X' M W^{-1} M' \Delta y), \quad (5)$$

em que  $X$  e  $y$  representam, respectivamente, a matriz das variáveis explicativas e o vetor do consumo de energia elétrica *per capita* (todas em logaritmos naturais);  $\hat{\beta}$  é o estimador consistente dos parâmetros da equação em primeiras diferenças. Usualmente, refere-se a (5) como o estimador *one-step* de Arellano & Bond (1991).  $W$  é uma matriz de pesos definida por  $W = M'(I_N \otimes G)M$  (Baltagi 2002). Na expressão anterior,  $I$  define uma matriz identidade. Ademais, dado que o termo de erro em primeira diferença é um MA(1) com raiz unitária,  $G$  é uma matriz que contém números dois ao longo da diagonal principal, menos um (-1) nas primeiras subdiagonais e zero nos demais elementos<sup>6</sup>. Ressalta-se que a escolha do estimador em questão se deu devido à evidência disponível de que os métodos de dois ou mais passos proporcionam estimativas enviesadas dos desvios padrão dos parâmetros (Arellano & Bond 1991, Baltagi 2002).

O método de momentos generalizados, para garantir a consistência das estimativas dos parâmetros, depende da ortogonalidade entre os instrumentos e o termo de erro da equação em diferença. Pode-se testar a hipótese nula da validade dos instrumentos em conjunto com o uso da estatística  $J$  de Sargan (1988), que é o valor da função objetivo do GMM avaliada em  $\hat{\beta}$ .  $J$  segue a distribuição chi-quadrado com  $(p - k)$  graus de liberdade, em que  $p$  é o *rank* da matriz de instrumentos e  $k$  o número de coeficientes estimados. Ademais, a validade dos instrumentos pode ser confirmada com o teste de autocorrelação serial de primeira e segunda ordem dos resíduos diferenciados. Se os resíduos em nível são independentes, por construção, espera-se autocorrelação significativa de primeira ordem nas diferenças. Contudo, a detecção de um AR(2) em  $\Delta e_{i,t}$  indica que a segunda defasagem das variáveis em nível não é um instrumento adequado (de fato, neste caso,  $E[tar_{i,t-2}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$  e  $E[ren_{i,t-2}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$ ). Os testes AR(1) e AR(2) dos resíduos foram realizados seguindo a metodologia de Arellano & Bond (1991).

O estimador GMM não permite identificar diretamente a parcela do consumo que pode ser atribuída ao desperdício de energia, conforme demons-

<sup>6</sup>Para mais detalhes, ver Baltagi (2002), pág. 149.



tram as Equações (2) e (3). Além disso, pelo processo de estimação em primeira diferença, todas as características específicas dos estados, constantes no tempo, são eliminadas. Para obter essas estimativas, realiza-se o segundo estágio, por meio da estimação de uma equação que especifica o erro do modelo (Equação (3)) em função de características individuais invariantes no tempo, de um termo associado à ineficiência do consumo e de uma variável puramente aleatória:

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = f(\varphi_t, \eta_i, v_{i,t}), \quad (6)$$

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = \varphi_t + C'_i \Theta + v_{i,t} + u_{i,t} = \varphi_{i,t} + C'_i \Theta + u_{i,t}, \quad (7)$$

$$\eta_i = C'_i \Theta. \quad (8)$$

Deve-se observar que a variável  $\hat{\epsilon}_{i,t}$  é, na verdade, o resíduo em nível recuperado do primeiro estágio;  $\eta_i$  são as características específicas dos estados, constantes no tempo, as quais podem ser estimadas por uma matriz  $C'$  de *dummies* transversais;  $\varphi_t$  e  $\Theta$  são vetores de parâmetros a serem estimados;  $v_{i,t} \geq 0$  é o termo que representa a ineficiência do estado  $i$  no tempo  $t$ ; e  $u_{i,t}$  é o componente aleatório. Assume-se que  $\varphi_{i,t} = \varphi_t + v_{i,t}$  seja o intercepto do estado  $i$  no tempo  $t$ , sendo  $\varphi_t$  o intercepto da fronteira de possibilidades de produção (FPP) em  $t$ . O parâmetro  $\varphi_{i,t}$  é estimado por  $\hat{\varphi}_{i,t}$  a partir de um algoritmo que minimiza  $\varphi_{i,t}$ , isto é,  $\hat{\varphi}_{i,t} = \min_j \hat{\varphi}_{j,t}, \forall j = 1, \dots, N$ . A FPP representa a quantidade mínima possível de energia consumida da classe residencial quando as variáveis do primeiro estágio são controladas, em cada  $t = 1994, 1995, \dots, 2014$ . O segundo estágio pode ser estimado pelo método introduzido por Lee & Schmidt (1993), em que as distribuições dos componentes  $u_{i,t}$  e  $v_{j,t}$  são como se seguem:

$$u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_u^2), \quad (9)$$

$$v_{i,t} \sim N^+(0, \sigma_v^2), \text{ sendo } v_{i,t} = g(t) \cdot v_i. \quad (10)$$

em que  $g(t) \cdot v_i$  é uma função do tempo. Por pressuposição,  $u_{i,t}$  é independente e identicamente distribuído (iid), com média zero e variância  $\sigma_u^2$ ;  $v_{i,t}$  segue uma meia normal truncada, com média 0 e variância  $\sigma_v^2$ . Pelo procedimento em dois estágios, os parâmetros em (7) podem ser definidos, admitindo que  $v_{i,t} = 0$  caso o estado  $i$  seja eficiente em  $t$ , e  $v_{i,t} > 0$ , caso contrário. Portanto, as estimativas de  $v_{i,t}$  permitem ranquear as regiões conforme a ineficiência no consumo de energia. A estimação dessa variável pode ser crucial para o planejamento público e privado do setor.

### 3.2 Dados utilizados

A variável preço foi mensurada como a tarifa média praticada pelas concessionárias que operam nos estados. Ou seja, trata-se da razão das receitas anuais derivadas do fornecimento de energia pelo consumo no mesmo período:

$$Tarifa_{i,t} = \frac{\sum RC_{k,i,t}}{\sum CE_{k,i,t}}, \quad (11)$$

em que  $RC_{k,i,t}$  representa a receita total; e  $CE_{k,i,t}$  o consumo total de energia na concessionária  $k$ , no estado  $i$ , no período  $t$ . Os dados para o cálculo da tarifa foram obtidos junto ao Ministério de Minas e Energia (MME 2016). Os valores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços, disponibilidade interna (IGP-DI, base em 2005). Ressalta-se, ainda, que as estimativas foram implementadas em nível *per capita*, assim, o consumo anual (MWh) foi normalizado pela população do estado em cada ano.

A variável renda foi aproximada pelo indicador da renda domiciliar *per capita* média (medida em R\$ de 2013) e a desigualdade de renda foi representada pelo índice de Theil. Essas variáveis, juntamente com a densidade domiciliar, foram extraídas da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2016). Por fim, a variável representativa da temperatura média dos estados brasileiros foi obtida junto ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET 2016)<sup>7</sup>.

## 4 Resultados

### 4.1 Análise descritiva do consumo residencial de energia elétrica no Brasil no período de 1991 a 2014

Os dados do MME (2016) mostram que a participação do setor residencial no consumo de energia elétrica tem sido bastante estável e gira em torno de 30% do total. A taxa de crescimento do consumo foi de aproximadamente 4% ao ano (a.a.) ao longo do período de análise. Essa taxa poderia ter sido maior se não fosse o fato de, no quinquênio 2001-2005, ter havido queda de 0,21% a.a. no consumo residencial em função dos efeitos do racionamento de energia ocorrido entre 2001 e 2002. Ainda assim, o ritmo de crescimento do consumo residencial tem sido superior ao da indústria, que cresceu 2,4% a.a. no mesmo período<sup>8</sup>.

É importante observar também a evolução do consumo e da tarifa de energia elétrica a nível regional. A Figura 1 ilustra o consumo residencial de energia elétrica *per capita* (em MWh, na parte a) e a tarifa real média (em R\$/KWh, na parte b).

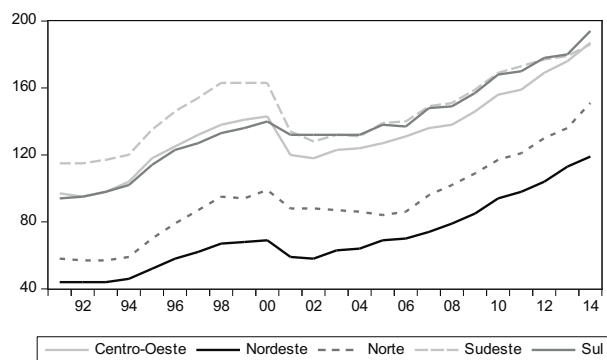
Pode-se verificar que o consumo *per capita* em todas as regiões aumentou ao longo do tempo. No entanto, a crise energética desencadeada no início dos anos 2000 introduziu importante quebra na dinâmica temporal da variável. Nesse sentido, a taxa média de crescimento do consumo, que era de 5,75% a.a. entre 1991 e 2000, caiu para 4% a.a. nos anos seguintes<sup>9</sup>. A recuperação pós-choque de 2001 foi distinta nas regiões. A esse respeito, os dados da Figura 1(a) indicam que o consumo *per capita* voltou a crescer ainda em 2002 nos estados do Centro-Oeste, Nordeste e Sudeste. No Norte do país, o consumo *per capita* apresentou tendência levemente declinante até 2005, enquanto no Sul, a variável se manteve praticamente estável entre 2001 e 2004.

Com relação ao índice da tarifa real (Figura 1(b)), verifica-se que houve variação drástica entre 1991 e 1995, provavelmente como reflexo das eleva-

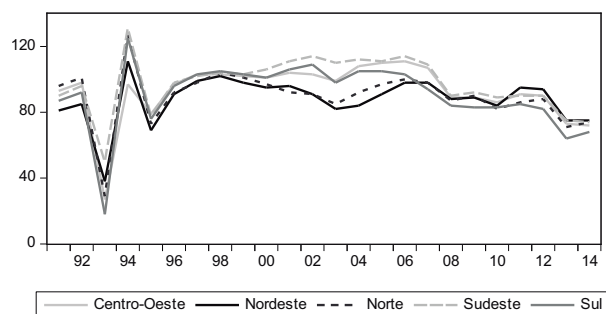
<sup>7</sup>Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br/> e <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>.

<sup>8</sup>A Tabela A.1, do Apêndice, apresenta a evolução do consumo de energia elétrica nos setores residencial, industrial e comercial ao longo do período de análise.

<sup>9</sup>É válido ressaltar que o controle estatístico do evento no presente artigo foi realizado pela introdução de *dummies* temporais no primeiro estágio, conforme descrição em (2).



(a)



(b)

Nota: Média estadual de 2005 como base.

**Figura 1:** Evolução do consumo residencial de energia elétrica *per capita* – MWh (a) e da tarifa real – R\$/KWh (b), por grandes regiões, no período de 1991 a 2014.

das taxas de inflação do período e dos ajustes pelos quais passou o setor de energia elétrica após 1994. A partir de 1995, as oscilações observadas nos preços são mais suaves. Na maior parte do tempo, as tarifas das diferentes regiões convergiram para valores similares. No entanto, entre 2000 e 2008, os preços no Nordeste e no Norte estiveram abaixo dos adotados nas demais regiões. Possivelmente essa diferenciação foi resultado das políticas de universalização do acesso à energia elétrica lançadas em 2002, que atenderam, em especial, à população rural dos estados menos desenvolvidos do país. Um exemplo de iniciativa nessa direção foi o programa "Luz Para Todos" (originado da Lei 10.438/2002 e do Decreto 4.873/2003). Nota-se, adicionalmente, que os preços nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, após o período de correção tarifária iniciado em 1995, elevaram-se levemente (Centro-Oeste e Sudeste) ou mantiveram-se praticamente estáveis (Sul) entre 1997 e 2006. De 2007 em diante, as tarifas residenciais de energia reduziram-se em termos reais em todo o país, mas no Centro-Oeste e no Sudeste a queda foi mais expressiva, chegando a 35%.

#### 4.2 Estimativas da demanda residencial de energia elétrica e do indicador de eficiência energética

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados do modelo empírico. Inicialmente, deve-se destacar que, apesar de a base de dados analisada con-

ter 26 unidades seccionais em 24 pontos do tempo, enquadrando-se, tecnicamente, na categoria de painel curto, há indícios de processos de tendência estocástica nas séries (por exemplo, o caso do consumo *per capita* na Figura 1(a))<sup>10</sup>.

A Tabela 1 exhibe as estimativas da função de demanda por energia elétrica residencial no país no período analisado. As variáveis são denotadas em concordância com a Equação (2). Os resultados foram divididos por estágios (a) e (b). Além disso, a apresentação das informações referentes às *dummies* temporais (primeiro estágio) e de efeitos fixos (segundo estágio) foi suprimida.

A lista completa de instrumentos contém as defasagens das variáveis endógenas em nível e em primeira diferença,  $tar(-2)$ ,  $rpc(-2)$ ,  $\Delta CE(-2)$ ,  $\Delta tar(-2)$ ,  $\Delta rpc(-2)$ ; as variáveis exógenas,  $\Delta des$ ,  $\Delta ddom$ ,  $\Delta temp$  e  $\Delta temp(-1)$ ; e, por fim, as *dummies* temporais. Somam-se 30 instrumentos ao todo, escolhidos conforme sugere a literatura (Arellano & Bond 1991, Baltagi 2002). A variável  $CE(-2)$  foi retirada da lista de instrumentos por ter gerado estatística J significativa e autocorrelação de segunda ordem, isto é, constituindo-se em um instrumento inválido. Nota-se, ainda, que a estatística J estimada foi não significativa a 10%, com um valor-p de 92%. Ademais, a estrutura dos resíduos seguiu a teoria esperada, com autocorrelação serial de primeira ordem e ausência de componente AR(2) significativo (Arellano & Bond 1991). Tais resultados indicam a validade dos instrumentos utilizados.

**Tabela 1:** Resultados das estimativas, demanda residencial por energia elétrica, 1991–2014

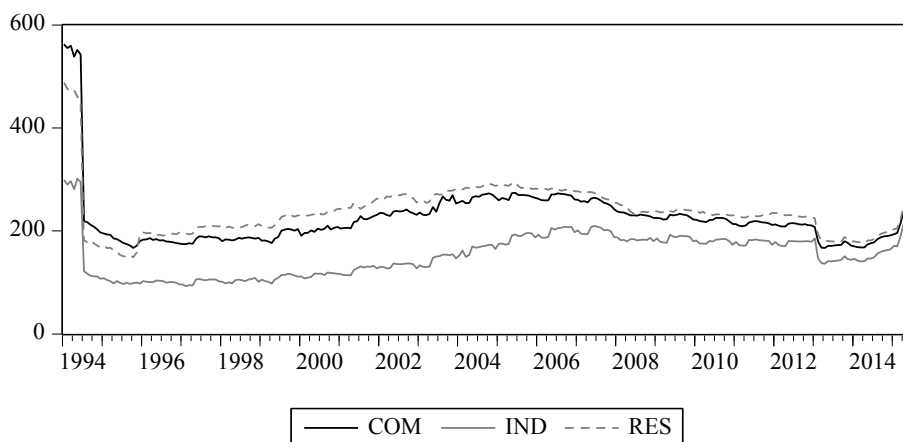
| Parte (a): Primeiro Estágio  |               |                       |               |         |
|--|---------------|-----------------------|---------------|---------|
| Variáveis  | Coefficientes | Erro-padrão           | Estatística t | P-valor |
| $\Delta tar$   | -0,175        | 0,098                 | -1,799        | 0,073   |
| $\Delta rpc$   | 1,457         | 0,582                 | 2,503         | 0,013   |
| $\Delta des$   | -0,401        | 0,165                 | -2,433        | 0,015   |
| $\Delta ddom$  | 0,004         | 0,220                 | 0,019         | 0,985   |
| $\Delta temp$  | 0,355         | 0,259                 | 1,371         | 0,171   |
| Estatística J  | 0,934         |                       |               | 0,919   |
| Teste de autocorrelação, Arellano & Bond (1991), $\rho_1$ e $\rho_2$ |               |                       |               |         |
| AR(1)  | -0,787        |                       |               | 0,063   |
| AR(2)  | -0,229        |                       |               | 0,289   |
| Parte (b): Segundo Estágio   |               |                       |               |         |
| Componentes  | Coefficiente  | Participação Relativa |               |         |
| $\sigma_{(u)}^2$   | 0,0813        | 0,4512                |               |         |
| $\sigma_{(v)}^2$   | 0,0989        | 0,5488                |               |         |
| $\sigma_{(\varepsilon)}^2$   | 0,1802        |                       |               |         |

Notas: A variável dependente é o logaritmo do consumo residencial de energia elétrica per capita, CE. Os erros-padrão foram obtidos pela matriz robusta de White. As variáveis *dummies* temporais e de efeitos fixos foram suprimidas. Os coeficientes  $\sigma_{(u)}^2$  e  $\sigma_{(v)}^2$  denotam as variâncias do termo de erro aleatório e da ineficiência do consumo de energia, respectivamente. “Participação Relativa” representa a participação relativa do componente específico no termo de erro composto.

<sup>10</sup>O processo de tendência determinística é controlado pela inclusão de *dummies* temporais no primeiro estágio estimado por GMM.

A Tabela 1 mostra que a elasticidade preço da demanda por energia elétrica obtida foi de  $-0,175$ , significativa a 10%. Portanto, as estimativas permitem inferir que a demanda residencial foi inelástica ao preço no período de referência, isto é, inferior à unidade em módulo. O valor encontrado situa-se em uma posição intermediária aos reportados, por exemplo, por Andrade & Lobão (1997) e Irffi et al. (2009), que obtiveram valores de  $-0,04$  e  $-0,69$ , respectivamente. Esse resultado, assim como nos trabalhos anteriores, aponta que políticas energéticas que visam controlar o consumo por meio do aumento tarifário são, possivelmente, ineficazes no setor residencial. Observa-se, por exemplo, que para reduzir a demanda em 10%, a tarifa deveria sofrer elevação de aproximadamente 57,14%, aumento impraticável no contexto brasileiro. Não obstante, é sabido que o governo, tanto nas esferas estaduais quanto na federal, pode reajustar a tarifa por questões que vão além do controle de demanda. Para contextualizar, em 2015 o governo federal, por meio da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), permitiu o reajuste de 22,64% na tarifa praticada pelas concessionárias, em média. Esse aumento foi motivado tanto por questões hídricas, já que o nível dos reservatórios atingiu um mínimo histórico nas regiões Sudeste, Nordeste e Sul, forçando o uso de termelétricas, quanto econômicas, pois o país entrara em importante crise fiscal.

Todavia, mesmo que o aumento tarifário possa fazer algum sentido em determinados contextos, percebe-se que o setor residencial vem sendo historicamente penalizado. A evolução da tarifa real média praticada nos três segmentos após a implantação do Plano Real, apresentada na Figura 2, confirma essa constatação.



Séries deflacionadas pelo IPC-A, base 2005:01.

**Figura 2:** Tarifa média do Brasil, por seguimento, de 1994:01 a 2015:06.

A Figura 2 mostra que as trajetórias das tarifas segmentadas foram bastante similares, porém, em valores absolutos, o setor residencial enfrentou o maior custo em todo o período. De 1994 a 2006, houve leve elevação do preço médio e, logo após, as séries experimentaram reduções graduais até atingirem o ponto mínimo em 2013, ano em que o governo federal anunciou redução dos custos setoriais e de transmissão das concessionárias. As crises hídricas e os desajustes fiscais, no entanto, fizeram as tarifas se elevarem em sequência (em torno de 25%, na média dos setores).

Os fatos sugerem que a penalização ocasionada pelo aumento da tarifa de energia no setor residencial somente faz sentido do ponto de vista estratégico se o objetivo do regulador for compensar custos operacionais ou aumentar a arrecadação do estado, e não reduzir a demanda por energia, um argumento frequentemente utilizado como motivação para tal política. Além do mais, substanciais aumentos na tarifa da classe residencial representam grande dispêndio social no agregado, proveniente do aumento do custo de vida, que podem reduzir o padrão de vida da população.

Em direção oposta, variações na renda parecem exercer grande influência sobre o consumo energético no segmento. A elasticidade renda estimada foi 1,46. Em comparação aos estudos supracitados, foi a maior estimativa encontrada no caso brasileiro. Nota-se, no entanto, que o presente estudo avançou em relação à literatura prévia ao controlar de forma mais adequada a simultaneidade dessa variável. Seguindo esse raciocínio, é possível que os estudos anteriores tenham subestimado o real efeito da renda sobre o consumo. Para exemplificar, as estimativas de crescimento da demanda energética, para a elevação de 5% na renda média, foram de 1,4% e 2,7% em Andrade & Lobão (1997) e Schmidt & Lima (2004), respectivamente, enquanto o presente estudo estima em 7,29%.

As estimativas dos demais coeficientes seguiram o padrão esperado, mas nem todos foram significativos. Para a elasticidade desigualdade (índice de Theil), obteve-se -0,401, sugerindo que parte do crescimento recente do consumo de energia pode estar associada ao deslocamento da desigualdade de renda, que caiu de 0,724, em 1991, para 0,498, em 2014 (redução de 31,27%). De fato, nesse período, o consumo residencial cresceu à taxa média de 3,65% ao ano. As variáveis “densidade domiciliar” e “temperatura” não foram estatisticamente significativas. A não significância da densidade domiciliar permite concluir que as alterações na estrutura familiar não foram suficientes para expandir o consumo *per capita*. Ou seja, mesmo que o crescimento do número de domicílios tenha sido superior ao crescimento populacional, não se pode afirmar que a trajetória do consumo *per capita* tenha sido afetada por esse fator durante os anos considerados. No caso da temperatura, a não significância pode estar associada ao fato de que a compra de eletrodomésticos para o condicionamento dos ambientes ainda não esteja completamente difundida entre todas as regiões, sobretudo naquelas localidades de população com níveis de renda mais baixos.

Os resultados referentes ao segundo estágio apresentam-se na parte (b) da Tabela 2. Em razão do processo de instrumentalização realizado no primeiro estágio, perderam-se as três primeiras observações anuais. Por isso, as análises que se seguem compreendem o período de 1994-2014. A metodologia proposta por Lee & Schmidt (1993) possibilitou a separação do termo de erro composto nos componentes que representam a ineficiência e o erro estocástico. A importância relativa dos componentes individuais pode ser visualizada pela magnitude dos parâmetros (Tabela 2, parte b). Percebe-se que a ineficiência representou a maior parte do erro composto. Para facilitar as interpretações, as análises posteriores são apresentadas em forma de “eficiência” no consumo, em vez de “desperdício”. A Tabela 2 descreve as estatísticas descritivas da eficiência energética, por região. São apresentados a média e o desvio-padrão, bem como os valores máximos e mínimos registrados.

Os indicadores de eficiência mostrados na Tabela 2 estão em um intervalo [0,1]. Os coeficientes mais elevados indicam maior eficiência energética.

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas do indicador de eficiência energética, classe residencial, 1994-2014

| Região           | Média  | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo |
|------------------|--------|---------------|--------|--------|
| Centro-Oeste     | 0,8850 | 0,1452        | 0,9883 | 0,5246 |
| Distrito Federal | 0,8630 | 0,1177        | 0,9794 | 0,5689 |
| Norte            | 0,8277 | 0,0821        | 0,9859 | 0,6881 |
| Nordeste         | 0,8406 | 0,0880        | 0,9836 | 0,6470 |
| Sul              | 0,8616 | 0,1160        | 0,9796 | 0,5723 |
| Sudeste          | 0,8737 | 0,1295        | 0,9817 | 0,5496 |
| Geral            | 0,8508 | 0,0974        | 0,9818 | 0,6171 |

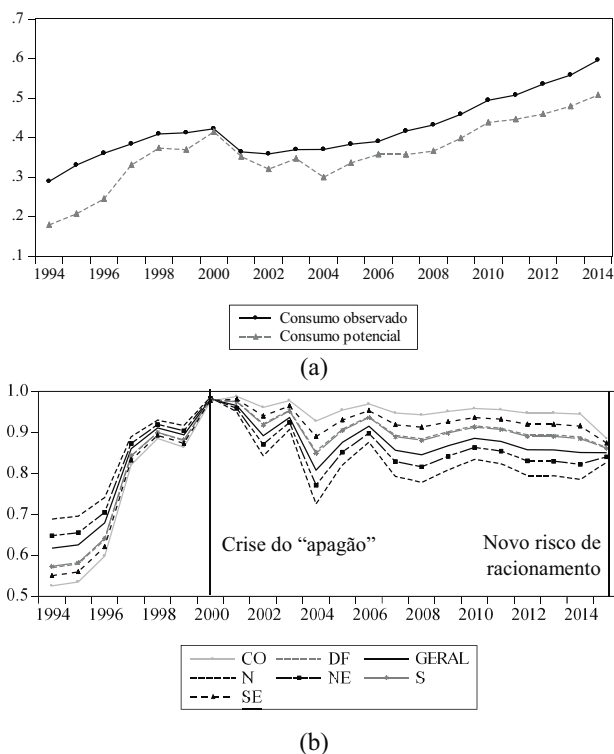
Individualmente, os escores representam o potencial médio de redução no consumo de energia da classe residencial. As evidências apontam, portanto, que ainda existem possibilidades de redução em todas as regiões do país. Os desvios-padrão dão a ideia de amplitude do indicador, que foi similar entre as regiões. Por seu turno, os pontos de máximo e mínimo evidenciam a ocorrência de mudanças no padrão das séries regionais ao longo do tempo. Para se ter a dimensão dessa dinâmica, apresentam-se na Figura 3 o consumo *per capita* observado e potencial médio (parte a), além das trajetórias dos indicadores de eficiência por região e na média (parte b).

Na Figura 3(a) fica evidente que parte do consumo *per capita* de energia elétrica da classe residencial poderia ser poupada, com maior destaque para o período 1994-2000, pós-implementação do Plano Real e anterior à crise energética de 2001/2002. Entre 2002 e 2010, o potencial de economia manteve-se praticamente estável. Na Figura 3(b), é possível verificar que a eficiência energética residencial aumentou vertiginosamente em todas as regiões entre 1994-2000. Para entender melhor o contexto, é importante lembrar que nesse período o governo brasileiro valorizou a moeda nacional, mantendo uma política de câmbio controlado em grande parte do período, a qual resultou em queda nos indicadores de inflação do país – entre eles, o índice de preços por atacado, oferta global (IPA-OG), principal índice de preços dos eletrodomésticos. Essa medida incentivou a expansão das importações e a substituição dos equipamentos eletrodomésticos por produtos mais econômicos<sup>11</sup>. Esse choque certamente é a principal explicação para a elevação nos indicadores de eficiência e redução do potencial médio de economia energética.

Outro ponto que chama a atenção são as trajetórias por região (Figura 3(b)), visto que não houve alterações no ordenamento das séries, isto é, os mais eficientes permaneceram com melhores indicadores em todo o período. No entanto, percebe-se o encurtamento em determinados anos, como em 2001 e 2014, períodos de comprometimento no fornecimento de energia. Os resultados parecem indicar que as séries tendem a convergir em momentos de fortes intervenções na oferta. Para melhor caracterizar os eventos econômicos, apresentam-se na Tabela 3 as variações percentuais da eficiência, da tarifa, da renda média e do consumo *per capita*, por regiões e períodos selecionados.

Assim como foi discutido acima, o "Período 1" pode ser caracterizado pela mudança da política monetária e cambial, que possibilitaram a expansão das importações e a elevação dos indicadores de eficiência energética. Outro ponto

<sup>11</sup>Dados do *World Bank* mostram, por exemplo, que as importações brasileiras aumentaram 48,67% nesse período (BANK 2015).



**Figura 3:** Consumo *per capita* observado e potencial médio (a) e trajetória temporal dos indicadores de eficiência energética (b), por região, no período de 1994 a 2014.

importante foi a elevações da tarifa real, da renda e do consumo energético em todas as regiões (a exceção do Norte, que apresentou queda na renda). Em relação ao "Período 2", destacam-se as reduções dos indicadores de eficiência e o crescimento moderado das demais variáveis, sinais da crise energética e seus efeitos sobre o desempenho econômico do país nesse período. Por sua vez, o "Período 3" pode ser caracterizado tanto pela redução da tarifa real da energia, como pela expressiva elevação dos indicadores de renda e consumo em todas as regiões. A eficiência, por seu turno, se mostrou praticamente estável, apesar da leve redução dos escores médios.

## 5 Conclusões

Em linhas gerais, este artigo forneceu estimativas dos parâmetros da função de demanda por energia elétrica do setor residencial brasileiro com dados estaduais, no período de 1991 a 2014. Os resultados foram condizentes com a correção de uma série de problemas econométricos, como a endogeneidade da tarifa e da renda. Ademais, avançou-se ao tratar explicitamente do desperdício de energia, questão extremamente relevante quando se trata da melhoria da eficiência energética brasileira e que tem sido omitida na literatura nacional.

Os resultados permitem concluir que elevações tarifárias são ineficazes



**Tabela 3:** Variação percentual de alguns indicadores, por regiões e períodos

| Período 1: 1994-2000 |               |               |               |               |
|----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Regiões              | $\Delta\%EFF$ | $\Delta\%TAR$ | $\Delta\%RND$ | $\Delta\%CNS$ |
| Centro-Oeste         | 11,50         | 4,83          | 1,52          | 5,34          |
| Distrito Federal     | 10,06         | 1,42          | 1,49          | 4,47          |
| Norte                | 6,65          | 4,98          | -1,99         | 8,41          |
| Nordeste             | 7,74          | 5,18          | 1,72          | 6,89          |
| Sul                  | 9,95          | 4,60          | 0,63          | 4,92          |
| Sudeste              | 10,67         | 4,92          | 0,84          | 5,12          |
| Geral                | 8,59          | 4,84          | 0,51          | 6,09          |
| Período 2: 2001-2006 |               |               |               |               |
| Regiões              | $\Delta\%EFF$ | $\Delta\%TAR$ | $\Delta\%RND$ | $\Delta\%CNS$ |
| Centro-Oeste         | -0,47         | 2,00          | 2,07          | 1,88          |
| Distrito Federal     | -0,99         | 0,74          | 2,92          | 1,96          |
| Norte                | -2,03         | 1,94          | -1,26         | -0,82         |
| Nordeste             | -1,64         | 0,35          | 3,79          | 4,14          |
| Sul                  | -1,03         | -0,51         | 2,95          | 0,88          |
| Sudeste              | -0,74         | 0,20          | 1,99          | 1,30          |
| Geral                | -1,35         | 0,79          | 2,01          | 1,56          |
| Período 3: 2007-2014 |               |               |               |               |
| Regiões              | $\Delta\%EFF$ | $\Delta\%TAR$ | $\Delta\%RND$ | $\Delta\%CNS$ |
| Centro-Oeste         | -0,01         | -4,34         | 5,50          | 5,63          |
| Distrito Federal     | -0,02         | -4,60         | 3,19          | 2,32          |
| Norte                | -0,03         | -3,60         | 4,88          | 6,15          |
| Nordeste             | -0,03         | -2,87         | 4,90          | 6,79          |
| Sul                  | -0,02         | -4,34         | 4,27          | 3,81          |
| Sudeste              | -0,01         | -4,41         | 4,29          | 3,24          |
| Geral                | -0,02         | -3,68         | 4,61          | 5,10          |

Notas:  $\Delta\%EFF$  = variação percentual da eficiência;  $\Delta\%TAR$  = variação percentual da tarifa;  $\Delta\%RND$  = variação percentual da renda média;  $\Delta\%CNS$  = variação percentual do consumo de energia *per capita*.

para o efetivo controle da demanda por energia, uma vez que a elasticidade preço é baixa no país. Estima-se, por exemplo, que para reduzir o consumo de energia em 10%, a tarifa deveria ser aumentada em quase 60%, o que seria inviável do ponto de vista social.

Ao mesmo tempo, constatou-se alta ineficiência do consumo de energia no período analisado. Nesse sentido, medidas que visam a redução do desperdício energético, como políticas de sensibilização ou de estímulos à substituição de eletrodomésticos de baixa tecnologia por equipamentos mais eficientes, podem ter efeitos significativos sobre consumo, os quais não implicam, necessariamente, em reduções do nível de bem-estar das famílias. Reduzir a intensidade energética e o desperdício são, portanto, condições essenciais para mitigar os efeitos negativos do consumo de energia elétrica do setor residencial sobre o meio ambiente e torná-lo mais sustentável.

Por fim, o presente artigo também aponta para questões importantes no horizonte de longo prazo, pois, dado que a demanda *per capita* de energia é bastante sensível à renda *per capita*, o crescimento econômico do país tende a gerar aumentos mais do que proporcionais no consumo de eletricidade. Esse

efeito do crescimento sobre o consumo pode ser ampliado se a desigualdade de renda diminuir ao longo do processo, como mostram as análises empíricas efetuadas. A formulação de políticas de investimento e planejamento do setor energético do país deveria, portanto, levar em consideração tais constatações.

### Referências Bibliográficas

- Alberini, A. & Filippini, M. (2011), 'Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error', *Energy Economics* **33**, 889–895.
- Almeida, M., Schaeffer, R. & Rovere, E. L. (2001), 'The potential for electricity conservation and peak load reduction in the residential sector of brazil', *Energy* **4**, 413–429.
- Andrade, T. & Lobão, W. (1997), 'Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no brasil', *Textos para Discussão, IPEA* (489).
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies* **58**, 277–297.
- Balitskiy, S., Bilan, Y., Strielkowski, W. & Streimikiene, D. (2016), 'Energy efficiency and natural gas consumption in the context of economic development in the european union', *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **55**, 156–168.
- Baltagi, B. (2002), *Econometrics*, 3 edn, Springer-Verlag Berlin Heidelberg New York.
- BANK, W. (2015), 'World bank group'.  
**URL:** <http://www.worldbank.org>
- Blazquez, L., Boogen, N. & Filippini, M. (2013), 'Residential electricity demand in spain: New empirical evidence using aggregate data', *Energy Economics* **36**, 648–657.
- de Mattos, L. B. & de Lima, J. E. (2009), 'Demanda residencial de energia elétrica em minas gerais: 1970-2002', *Nova Economia* **15**(3).
- Filippini, M. (1995), 'Swiss residential demand for electricity by time-of-use', *Resource and Energy Economics* **17**, 281–290.
- Filippini, M. & Hunt, L. (2011), 'Energy demand and energy efficiency in the oecd countries: a stochastic demand frontier approach', *Energy Journal* **32**, 59–80.
- Filippini, M. & Hunt, L. (2012), 'Us residential energy demand and energy efficiency: A stochastic demand frontier approach', *Energy Economics* **34**, 1484–1491.
- Filippini, M., Hunt, L. & Zoric, J. (2014), 'Impact of energy policy instruments on the estimated level of underlying energy efficiency in the eu residential sector', *Energy Policy* **69**, 73–81.

Filippini, M. & Pachauri, S. (2004), 'Elasticities of electricity demand in urban indian households', *Energy Policy* **32**, 429–436.

Geller, H., Schaeffer, R., Szklo, A. & Tolmasquim, M. (2004), 'Policies for advancing energy efficiency and renewable energy use in brazil', *Energy Policy* **32**, 1437–1450.

Greene, W. (2002), *Econometric Analysis*, 5 edn, Pearson Education, Inc.

Guan, Z., Kumbhakar, S. C., Myers, R. J. & Lansink, A. O. (2009), 'Measuring excess capital capacity in agricultural production', *American Journal of Agricultural Economics* **91**(3), 765–776.

Henriksson, P., Guinée, J., Kleijn, R. & Snoo, G. (2012), 'Life cycle assessment of aquaculture systems - a review of methodologies', *The International Journal of Life Cycle Assessment* **17**.

Hollanda, L., Dias, V. & Dutra, J. (2012), 'A microdata approach to household electricity demand in brazil', *Working paper*, FGV .

INMET (2016), 'Instituto nacional de meteorologia'.

**URL:** <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>.

IPCC (2013), *Climate change 2013 - the physical science basis*, Technical report.

IPEA (2016), 'Instituto de pesquisa econômica aplicada'.

**URL:** <http://www.ipeadata.gov.br/>

Irffi, G., Castelar, I., Siqueira, M. L. & Linhares, F. C. (2009), 'Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região nordeste, usando ols dinâmico e mudança de regime', *Economia Aplicada* **13**(1), 69–98.

Jacobson, A., Milman, A. D. & Kammen, D. M. (2005), 'Letting the (energy) gini out of the bottle: Lorenz curves of cumulative electricity consumption and gini coefficients as metrics of energy distribution and equity', *Energy Policy* **33**(14), 1825–1832.

Jannuzzi, G. D. M. & Schipper, L. (1991), 'The structure of electricity demand in the brazilian household sector', *Energy Policy* **19**(9), 879–891.

Kavousian, A., Rajagopal, R. & Fisher, M. (2015), 'Ranking appliance energy efficiency in households: Utilizing smart meter data and energy efficiency frontiers to estimate and identify the determinants of appliance energy efficiency in residential buildings', *Energy and Buildings* pp. 220–230.

Lee, Y. H. & Schmidt, P. (1993), 'A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency', *The measurement of productive efficiency: Techniques and applications* pp. 237–255.

MME (2016), 'Ministério de minas e energia'.

**URL:** <http://www.mme.gov.br/>

Modiano, E. (1984), 'Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no brasil', *Texto para discussão nº 68, Departamento de Economia - PUC/RJ* .

- Narayan, P. K., Smyth, R. & Prasad, A. (2007), 'Electricity consumption in g7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities', *Energy policy* **35**(9), 4485–4494.
- Nasir, M., Tariq, M. S. & Arif, A. (2008), 'Residential demand for electricity in pakistan', *The Pakistan Development Review* pp. 457–467.
- Orea, L., Llorca, M. & Filippini, M. (2015), 'A new approach to measuring the rebound effect associated to energy efficiency improvements: An application to the us residential energy demand', *Energy Economics* **49**, 599–609.
- Pilli-Sihvola, K., Aatola, P., Ollikainen, M. & Tuomenvirta, H. (2010), 'Climate change and electricity consumption—witnessing increasing or decreasing use and costs?', *Energy Policy* **38**(5), 2409–2419.
- Sargan, J. D. (1988), *Lectures on Advanced Econometric Theory*, Oxford: Basil Blackwell.
- Sa'ad, S. (2009), 'Electricity demand for south korean residential sector', *Energy Policy* **37**(12), 5469–5474.
- Schmidt, C. A. J. & Lima, M. A. (2004), 'A demanda por energia elétrica no brasil', *Revista brasileira de economia* **58**(1), 68–98.
- Silva, N., Féres, J. & Lírio, V. (2012), 'Análise da estrutura da demanda de energia elétrica residencial segundo os quantis de consumo', *Boletim Radar, IPEA* **22**.
- Siqueira, M., Cordeiro-Júnior, H. & Castelar, I. (2006), 'A demanda por energia elétrica no nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **36**, 137–178.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993), 'A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 783–820.
- Wang, H.-J. & Schmidt, P. (2002), 'One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels', *Journal of Productivity Analysis* **18**(2), 129–144.
- Zhou, S. & Teng, F. (2013), 'Estimation of urban residential electricity demand in china using household survey data', *Energy Policy* **61**, 394–402.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Consumo de energia elétrica por setor, Brasil, 1991-2014

| Período   | Res./Total (%) | Ind./Total (%) | Com./Total (%) | Tx. Res. (%a.a.) | Tx. Ind. (%a.a.) | Tx. Com. (%a.a.) |
|-----------|----------------|----------------|----------------|------------------|------------------|------------------|
| 1991-1995 | 29,11          | 56,19          | 14,69          | 5,46             | 2,12             | 6,43             |
| 1996-2000 | 32,04          | 50,99          | 16,97          | 5,48             | 3,24             | 7,78             |
| 2001-2005 | 29,63          | 51,87          | 18,50          | -0,21            | 2,70             | 2,13             |
| 2006-2010 | 28,91          | 52,34          | 18,75          | 5,19             | 3,56             | 5,33             |
| 2011-2014 | 31,51          | 47,37          | 21,12          | 5,21             | -0,18            | 6,53             |
| Média     | 30,19          | 51,94          | 17,88          | 4,13             | 2,40             | 5,57             |

Notas: Dados do Ministério de Minas e Energia. "Res.", "Ind." e "Com." referem-se, respectivamente, aos setores residencial, industrial e comercial. "Tx." é abreviação utilizada para a palavra taxa.

**Tabela A.2:** Testes de raiz unitária, séries em nível e diferenciadas

| Painel (a): variáveis em nível     |         |          |         |          |         |          |
|------------------------------------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
| Teste/Variável                     | CE      | tar      | rpc     | des      | ddom    | temp     |
| Levin, Lin e Chu                   | 0,15NS  | -23,96*  | 4,63NS  | 0,91NS   | -5,57*  | -9,04*   |
| Im, Pesaran e Shin                 | 3,23NS  | -25,46*  | 6,95NS  | 2,24NS   | 0,86NS  | -8,38*   |
| ADF                                | 20,32NS | 633,70*  | 12,09NS | 41,75NS  | 36,37NS | 175,70*  |
| PP                                 | 17,69NS | 1276,60* | 11,19NS | 53,94NS  | 46,89NS | 281,30*  |
| Painel (b): variáveis em diferença |         |          |         |          |         |          |
| Teste/Variável                     | CE      | tar      | rpc     | des      | ddom    | temp     |
| Levin, Lin e Chu                   | -3,01*  | -26,44*  | -5,82*  | -13,64*  | -12,81* | -18,93*  |
| Im, Pesaran e Shin                 | -5,23*  | -37,93*  | -10,23* | -17,92*  | -11,78* | -20,23*  |
| ADF                                | 108,20* | 837,30*  | 204,90* | 362,10*  | 231,60* | 412,90*  |
| PP                                 | 209,60* | 1851,10* | 356,10* | 1633,90* | 570,70* | 2051,90* |

Notas: \* e NS representam, respectivamente, significância a 1% e não significativo a 10%. O teste de Levin, Lin e Chu tem como hipótese nula a presença de raiz unitária comum no painel; os testes Im, Pesaran e Shin, ADF e PP testam a presença de raiz unitária individual nas unidades seccionais.