

## **Análise da Evolução do Consumo de Energia Elétrica Residencial via Modelos Longitudinais de Efeitos Mistos**

**Paulo Fernando Mahaz Simões**

PUC-Rio – Faculdades Católicas

Rua Marques de São Vicente, 225, Gávea, Rio de Janeiro, RJ, CEP: 22453-900

paulomahaz@gmail.com

**Reinaldo Castro Souza**

PUC-Rio – Faculdades Católicas

Rua Marques de São Vicente, 225, Gávea, Rio de Janeiro, RJ, CEP: 22453-900

reinaldo@ele.puc-rio.br

**Juliana Christina C de Araujo**

PUC-Rio – Faculdades Católicas

Rua Marques de São Vicente, 225, Gávea, Rio de Janeiro, RJ, CEP: 22453-900

juliana@ele.puc-rio.br

### **RESUMO**

No Brasil, diversos trabalhos conectam o aumento do consumo residencial de energia elétrica, como o observado na última década na região nordeste, ao aumento da renda. Neste artigo, promove-se a análise longitudinal do consumo médio de energia elétrica nas cinco grandes regiões do país, de 2008 a 2013, por intermédio de modelos de efeitos mistos. O trabalho se propõe a contribuir sob dois aspectos: primeiro, por trazer a metodologia proposta para análises no setor elétrico; em segundo, o estudo avalia quais variáveis são capazes de explicar mudanças nas curvas de crescimento do consumo nas diferentes regiões. Verifica-se que, de acordo com as hipóteses consideradas, as trajetórias de crescimento dependem mais dos valores tarifários praticados do que da renda e mostra indícios de que o valor tarifário afeta os níveis de consumo de forma distinta na região nordeste frente às demais.

**PALAVRAS CHAVE. Modelos de Efeitos Mistos. Consumo. Eletricidade.**

**Área Principal: EST - Estatística**

### **ABSTRACT**

In Brazil, several studies connect the increase in residential electricity consumption, as observed in the last decade in the Northeast, to the increase in family income. This article promotes a longitudinal analysis of the average electricity consumption in the five major regions of the country, covering the period from 2008 to 2013, using mixed-effects models. The study aims at contributing in two ways: firstly, bringing the proposed methodology for analysis in the electricity sector; secondly, the study assesses the variables that can explain changes in the growth curves of consumption in different regions. The results suggest that, according to the assumptions, the growth trajectories depend more on practiced tariff values than on the income and shows evidences that the tariff value that affects the consumption level in the northeast is somehow distinct of the other regions.

**KEYWORDS. Mixed Effects Models. Consumption. Electricity.**

**Main Area: EST - Statistics**

## 1. Introdução e Objetivos

O consumo de energia elétrica, que cresceu de forma expressiva no Brasil na década de 2000, é recorrentemente utilizado como instrumento para avaliação do grau de desenvolvimento socioeconômico de uma sociedade, estando atrelado ao nível de conforto usufruído pelos cidadãos. O relatório da Empresa de Pesquisa Energética, EPE, por exemplo, que discute em seu cerne o crescimento do consumo de energia elétrica na região nordeste, corrobora tais argumentos. Segundo Goldemberg (1979, apud EPE, 2008),

“O progresso material nas sociedades modernas pode ser aquilatado pelo seu consumo de energia. É possível que este indicador não seja uma boa medida da felicidade das pessoas, mas não resta dúvida de que a disseminação do conforto desfrutado por uma parte apreciável da humanidade no século XX é devida ao seu consumo de energia.”

Sob este ponto de vista, o aumento do consumo de energia elétrica pode, de fato, ser interpretado como decorrente do aumento do nível de conforto ao qual estão submetidas as famílias brasileiras, que nas últimas décadas experimentaram melhorias das condições de vida, principalmente decorrentes do aumento da renda e da redução das taxas de desemprego em todo o país. Ainda, o aumento no nível de bem-estar das famílias pode ser percebido pelo maior acesso da parcela mais pobre da população a bens duráveis e, sobretudo, a eletrodomésticos e eletroeletrônicos.

Entretanto, não obstante a inquestionável melhoria das condições de vida da população brasileira outrora excluída de acesso a bens e serviços, o presente trabalho analisa a evolução do consumo médio residencial nas cinco grandes regiões brasileiras, de 2008 a 2013, por intermédio da análise de modelos longitudinais de efeitos mistos e investiga a relação do aumento do consumo médio frente a variáveis como renda, tarifa da energia e região onde se localiza a distribuidora.

O objetivo é observar o consumo de energia elétrica por grande região e, em especial, se as diferenças no crescimento do consumo residencial no período considerado entre regiões estão vinculadas de forma mais importante ao aumento da renda ou aos diferentes níveis tarifários praticados.

A aplicação da metodologia de modelos de efeitos mistos pode ser de grande valia para análises da evolução das curvas de consumo da energia fornecida às residências no Brasil por parte das distribuidoras sob dois aspectos: primeiro, porque a abordagem leva em conta o caráter temporal dos dados e suas correlações, respeitando a natureza dos mesmos; em segundo, por permitir a análise de variáveis atreladas a mudanças nas curvas de crescimento sob hipóteses menos restritivas que as necessárias em outros procedimentos de modelagem, possibilitando verificar, de forma mais cristalina, a significância de cada variável na explicação da evolução do consumo para a classe residencial.

Além disso, útil ressaltar, o processo de estimação dos modelos longitudinais de efeitos mistos, feito normalmente por máxima verossimilhança ou por máxima verossimilhança restrita, é robusto a situações onde outras técnicas falhariam. Por exemplo, não é exigido balanceamento da amostra e nem mesmo são necessários casos completos, sendo aceita a não resposta tanto do tipo completamente aleatória (MCAR) quanto a aleatória (MAR).

O artigo está organizado da seguinte forma depois desta seção introdutória, segue-se uma apresentação do cenário nacional relacionado ao consumo residencial de energia elétrica nos últimos anos; na seção III, faz-se uma breve revisão da literatura; Na seção IV, comenta-se sobre os modelos de efeitos mistos, enquanto que na seção V ocorre o desenvolvimento metodológico, com a estimação de modelos e a apresentação de resultados. O artigo reserva a última seção para comentários adicionais de interesse.

## 2. Consumo Residencial de Energia Elétrica e Variáveis Correlatas

Segundo menciona o relatório EPE (2008), o consumo de eletricidade tem distribuição espacial semelhante à distribuição das desigualdades regionais existentes no país. Em 2004, a

Tabela 1: Consumo Residencial por Grande Região e Subsistemas Isolados (GWh)

<i>Sistema</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>	<i>2011</i>	<i>2012</i>
Isolados	2715	2751	2270	2394	2636
Norte	3780	4021	4605	4780	5114
Nordeste	14311	15577	17365	18118	19134
Sudeste-C. Oeste	58516	62116	65853	68938	72072
Sul	15424	16310	17121	17740	18690

Fonte: Empresa de Pesquisa Energética

diferença na renda per capita entre as regiões sul e nordeste chegava a 2,5 vezes. Por outro lado, o consumo de energia elétrica da população da região sul, com 26 milhões de habitantes, era superior ao da região nordeste, que detinha quase o dobro do número de habitantes, cerca de 50 milhões.

Contudo, a situação se modificou com o passar dos anos com o maior desenvolvimento relativo da região nordeste. Nesta região, o consumo de eletricidade na classe residencial alcançou, em maio de 2008, 15,4 TWh, relativamente ao acumulado de 12 meses. Esse número foi expressivo e representou a ultrapassagem, pela região nordeste em termos de consumo, da região sul, uma vez que esta, no mesmo período, teve seu consumo residencial estimado em 15,0 TWh.

Em relação ao período mais recente, recorrendo-se a dados do Anuário Estatístico de Energia Elétrica, EPE (2013), o consumo de energia elétrica residencial também aumentou sistematicamente em todas as regiões do país. Na região Norte, foi de 3.780 GWh em 2008 e, em 2012, atingiu 5.114 GWh, o que representou um aumento de 35,2%. No Nordeste, em 2008, as residências consumiram 14.311 GWh, passando a 19.134 GWh em 2012. Da mesma forma, o sistema Sudeste/Centro-Oeste alcançou 72.072 GWh de consumo em 2012 contra 58.516 GWh em 2008. Já na região Sul, o incremento no período analisado foi de cerca de 21,2%, tendo atingido 18.690 GWh em 2012 frente a 15.424 GWh em 2008. Neste período, como pode-se observar na Tabela 1, o incremento foi sempre positivo de um ano para outro em todas as grandes regiões.

Ilustrando o enfatizado nos parágrafos anteriores, a Figura 1 e a Figura 2, retratam a evolução do consumo médio residencial, de 2008 a 2013, nas 12 distribuidoras da região nordeste e em 12 das distribuidoras da região sudeste. Uma primeira avaliação sugerida pelas Figuras é que o consumo no nordeste ocorre em patamares inferiores aos do sudeste. Algumas distribuidoras do nordeste, como as de número 103 e 27, apresentaram níveis baixos de consumo. De um modo geral, o consumo médio servido na região nordeste não ultrapassou os 0,15 GWh em nenhuma das distribuidoras. Já na região sudeste, várias das distribuidoras representadas nesta amostra mantiveram o nível de consumo médio atendido superior a este limite. É possível também notar que, além de estar, em média, num nível mais elevado, o consumo entre as distribuidoras do sudeste aparenta ter um crescimento mais heterogêneo no período analisado. No nordeste, com exceção da distribuidora 103, o consumo parece ter crescido segundo taxas muito próximas de 2008 a 2013.

Nas demais regiões, uma análise semelhante também indica aumento no consumo médio residencial de 2008 a 2013. Ainda, nas regiões sul, sudeste, norte e centro-oeste, o consumo esteve em patamares bem mais elevados que os verificados na região nordeste, como pode-se observar na Figura 3

Acompanhando o aumento do consumo de energia elétrica, dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE, sobre a renda domiciliar, também mostram aumento no período mais recente, de 2008 a 2013. A Figura 4 e a Tabela 2 ilustram como a renda cresceu em todas as grandes regiões. Em 2008, a renda média domiciliar, considerando todos os recebimentos, foi de R\$1.277,00. Em 2013, era de R\$1.949,00, refletindo um aumento de 52,6%. Nas região sul, a renda média domiciliar passou de R\$2.193,00 em 2008 para R\$3.290,00 em 2013 e no sudeste de R\$2.242,00 para R\$3.312,00 em 2013. No norte, houve um aumento de 49%, com o rendimento domiciliar atingindo R\$2.231,00 em 2013. Na região centro-oeste, onde se observou o nível mais elevado do rendimento médio mensal domiciliar, o incremento nestes 6 anos também não destoou do das demais regiões, alcançando R\$3.451,00 em 2013 frente a R\$2.302,00 observado em 2008.

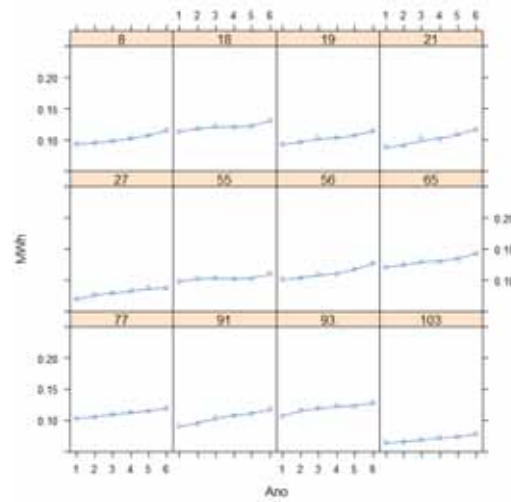


Figura 1: Evolução do Consumo por Distribuidora - Nordeste

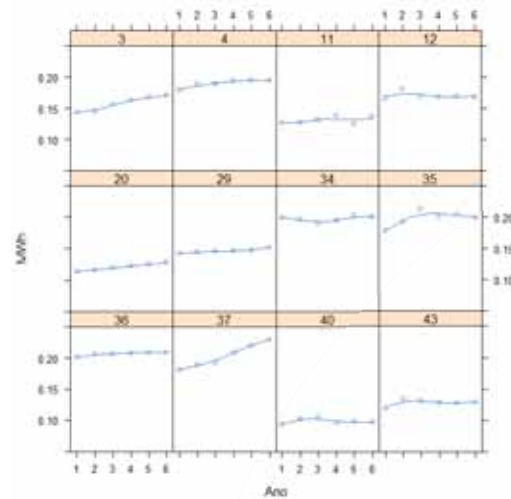


Figura 2: Evolução do Consumo por Distribuidora - Sudeste

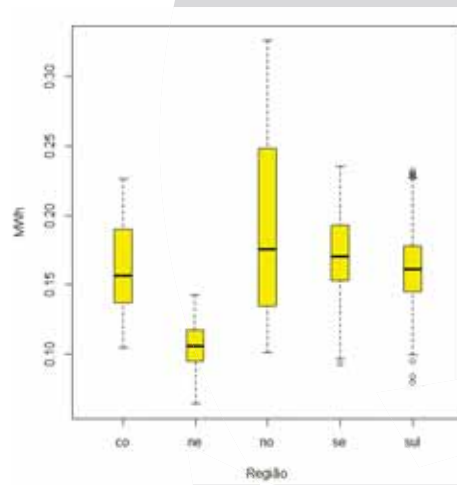


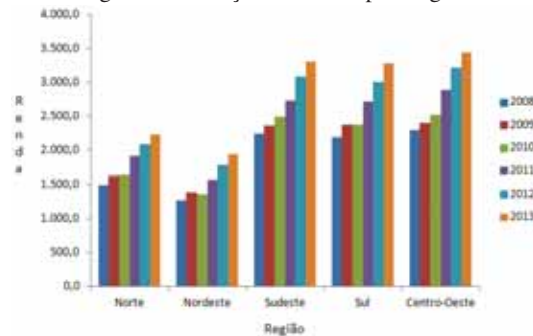
Figura 3: Distribuições do Consumo Médio por Região

Tabela 2: Renda Média Domiciliar nas Regiões Brasileiras

Região \ Ano	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Norte	1495	1622	1642	1911	2086	2231
Nordeste	1277	1386	1368	1577	1788	1949
Sudeste	2242	2360	2492	2732	3089	3312
Sul	2193	2376	2382	2725	3015	3290
Centro-Oeste	2302	2404	2522	2885	3217	3451

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

Figura 4: Evolução da Renda por Região



De acordo com a ANEEL (2015), as tarifas cobradas pelas distribuidoras de energia evoluíram, desde 2010, segundo trajetórias com tendências similares. Contudo, os níveis tarifários praticados apresentaram grandes diferenças de uma região para outra. As tarifas médias praticadas nas regiões nordeste e norte estiveram sempre abaixo das verificadas nas outras três regiões. No nordeste, por exemplo, foi de R\$375,91 em 2008, alcançou o pico de R\$439,00 em 2012 e em 2013 foi de R\$377,00, a menor média tarifária dentre as regiões brasileiras. No norte, a tarifa média em 2008 era R\$364,9, chegou a R\$422,6 em 2012 e foi reduzida para R\$381,88 em 2013. As tarifas mais altas são as das regiões centro-oeste, sul e sudeste, que em todo o período mantiveram-se acima de R\$400,00. A Figura 5 ilustra.

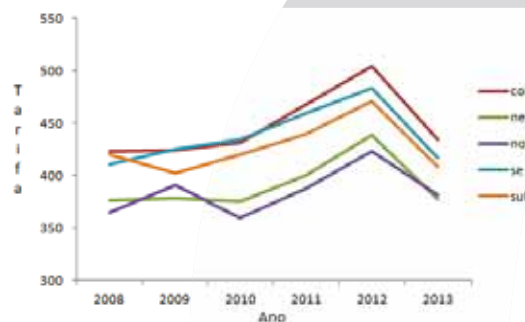


Figura 5: Evolução das Tarifas por Grande Região

### 3. Revisão da Literatura

Além do percebido em estudos de órgãos reguladores do setor, como os da Empresa de Pesquisa Energética mencionados ao longo deste artigo, o consumo de energia elétrica é de grande interesse no meio acadêmico. Estes estudos recorrentemente passam por questões de ordem econômica e de modelagem.

As variáveis consideradas neste trabalho para análise das curvas de crescimento do consumo médio residencial, sobretudo a renda e o custo da energia, foram tratadas em alguns trabalhos sobre elasticidades, haja vista a importância que a adequada determinação do impacto no consumo de variações nos níveis de renda e preços da energia desempenha no cálculo dessas elasticidades.



Com base em dados de 1963 a 1995, Andrade e Lobão (1997) analisaram a evolução do consumo residencial de energia elétrica no Brasil e apresentaram estimativas para as elasticidades-preço da demanda e elasticidades-renda de curto e longo prazos. Empregaram três métodos na modelagem, o de mínimos quadrados ordinários, o de variáveis instrumentais e o de co-integração. Estimaram a elasticidade-preço da demanda de curto prazo em -0,6 e a elasticidade-renda em 0,21.

Este trabalho foi, segundo os próprios autores, uma atualização de parte do estudo feito por Modiano (1984), o qual também estimou parâmetros usando as observações de consumo, de preço da energia e de renda para os anos de 1963 a 1981.

Schimidt e Lima (2004), também em estudo que teve por objetivo o cálculo de elasticidades e previsões, utilizaram dados anuais de 1969 a 1999 e chegaram ao valor de -0,08 para a elasticidade-preço da demanda de longo prazo para a classe residencial.

#### **4. Modelos Longitudinais de Efeitos Mistos**

Duas abordagens se destacam na concepção de modelos estatísticos: a transversal, ou cross-sectional, quando a amostra é coletada num instante único do tempo, e a longitudinal, quando os dados são observados em mais de um momento para as mesmas unidades amostrais. Adicionalmente, os modelos estatísticos, escritos como combinações de variáveis explicativas, podem incorporar tanto coeficientes fixos, referentes a toda população, como aleatórios, relacionados a elementos experimentais extraídos aleatoriamente do universo em estudo. Dependendo do contexto, das características dos dados, objetivos e estratégias de análise, uma ou outra abordagem será a mais apropriada. Os modelos longitudinais são uma vertente dos *modelos multinível* e são aplicáveis a dados que apresentam determinadas estruturas hierárquicas, tais como estudantes em classes, operários em indústrias, ou mesmo medidas longitudinais como, por exemplo, as do consumo de energia elétrica de unidades consumidoras atendidas por determinadas distribuidoras ao longo do tempo. Estas arquiteturas retratam as fontes de variância presentes. Segundo Snijders e Bosker (1999), a abordagem multinível é uma metodologia voltada para a análise de estruturas com padrões complexos de variabilidade onde o foco está, exatamente, nestas fontes de variância. Na especificação de um modelo hierárquico é possível descrever o valor assumido pela variável resposta como uma combinação de efeitos dos grupamentos nos quais as unidades portadoras de informação se inserem. O objetivo principal da modelagem longitudinal, como a que aqui se apresenta, não é a previsão, como no caso dos modelos de séries temporais, mas, sim, relacionar preditores às principais características das curvas de crescimento, possibilitando estabelecer que variáveis estão relacionadas a estas mudanças. Eventualmente, contudo, e dependendo do contexto, escopo, cenários e necessidades do analista, os modelos podem ser utilizados para projeções, sobretudo no curto prazo. Dentre as referências metodológicas para a modelagem longitudinal pode-se citar Hedeker e Gibbons (2006) e Fitzmaurice, Laird e Ware (2011).

#### **5. Aplicação Metodológica**

Nesta seção, apresenta-se a estimação de modelos que permitem avaliar a influência de preditores selecionados na evolução do consumo médio de eletricidade para a classe residencial, como *renda*, custo da energia (*tarifa*) e a *região* onde se localiza a distribuidora.

##### **5.1. Escopo, Dados e Recursos Computacionais**

Para realização do trabalho, foram utilizados dados anuais do consumo médio de energia elétrica da classe residencial, para o período de 2008 a 2013, de 104 distribuidoras do país.

Estes dados do consumo médio para a classe residencial e também os referentes às tarifas praticadas por cada distribuidora, foram obtidos das bases de dados da Agência Nacional de Energia ELétrica, ANEEL (2015).

A propósito, a ANEEL define a tarifa média nacional de fornecimento ao consumidor final como sendo o quociente entre a receita nacional de fornecimento ao consumidor final e o respectivo consumo, expressa em R\$/MWh.

A renda domiciliar foi extraída da base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD, do IBGE<sup>1</sup>, para os anos de 2008 a 2013, com exceção do ano 2010. Neste, os dados foram obtidos a partir da base de dados do Censo 2010, também encontrada no site do IBGE<sup>2</sup>.

Cabe destacar que os dados de rendimento aqui utilizados englobam todas as parcelas de rendimentos dos domicílios particulares. O *rendimento mensal* corresponde a soma do rendimento mensal do trabalho com o proveniente de outras fontes, tais como aposentadorias, fundos de assistência, arrendamentos de móveis e imóveis, programas sociais, como o Bolsa Família, rendimentos de aplicações financeiras, dividendos, etc. Para as pessoas não economicamente ativas, o rendimento oriundo de outras fontes também é considerado.

Em relação aos recursos computacionais, os modelos foram ajustados com o auxílio da biblioteca *nlme*, do programa R<sup>3</sup>.

## 5.2. Modelagem e Resultados

Nesta seção, promove-se a aplicação metodológica por intermédio da estimação de modelos de efeitos mistos, onde a variável dependente é o “consumo médio residencial” e variáveis independentes como “renda”, “tarifa” e “região” são consideradas para explicar eventuais diferenças nas curvas de crescimento do consumo das distribuidoras.

Os índices  $i$  e  $j$ , que frequentemente aparecem subscritos às variáveis representam, respectivamente, a distribuidora de energia e o ano (variável temporal) ao qual se refere a informação. Por exemplo,  $C_{ij}$  é o consumo médio da distribuidora  $i$  no tempo  $j$ .

O trabalho se desenvolve, basicamente, a partir da estimação de três modelos para o consumo médio. O primeiro é um modelo de crescimento incondicional e tem por intuito apenas servir como base para avaliação das componentes de variância presentes;

O segundo é mais completo e engloba dados de renda domiciliar ( $Y$ ), em reais; tarifa ( $P$ ), em reais e a região onde se localiza a distribuidora de energia elétrica ( $R$ ). As variáveis  $P$  e  $Y$  são variantes no tempo e a variável  $R$ , assumindo os valores 0 se a região é nordeste e 1, caso contrário, é invariante.

Um terceiro modelo, complementando o estudo, é apresentado como o mais adequado para representar a evolução do consumo médio. Este terceiro modelo é obtido com a retirada da variável renda, não significativa no modelo mais completo.

Outros modelos e variáveis foram considerados previamente, porém, sem resultados expressivos e, por isso, omitidos aqui. Por exemplo, um modelo englobando dados de vendas de eletrodomésticos no varejo<sup>4</sup> foi analisado, mas sem resultados significativos.

### 5.2.1. Modelo de Crescimento Incondicional

O primeiro modelo ajustado é conhecido como modelo de crescimento incondicional (*inconditional growth model*). É explicitado apenas em função do preditor temporal (variável  $T$ ), como se observa a seguir:

$$\begin{aligned}
 C_{ij} &= \beta_{0i} + \beta_{1i}T_{ij} + \epsilon_{ij} \\
 \beta_{0i} &= \gamma_{00} + \mu_{0i} \\
 \beta_{1i} &= \gamma_{10} + \mu_{1i} \\
 \epsilon_{ij} &\approx N(0, \sigma_e^2) \\
 \begin{pmatrix} \mu_{0i} \\ \mu_{1i} \end{pmatrix} &\approx NMV(\mathbf{0}, \Psi)
 \end{aligned}$$

<sup>1</sup>Ver IBGE (2015b)

<sup>2</sup>Ver IBGE (2015a)

<sup>3</sup>Ver Pinheiro *et al.* (2013) e R Core Team (2013)

<sup>4</sup>Trabalhou-se, neste caso, com dados de vendas da Pesquisa Mensal do Comércio, do IBGE. A análise foi dificultada porque os dados eram agregados para móveis e eletrodomésticos. Esta variável foi descartada.

Neste modelo,  $C_{ij}$  é o consumo médio de energia atendido pela distribuidora  $i$  no tempo  $j$ .  $\beta_{0i}$  e  $\beta_{1i}$  são, respectivamente, intercepto e coeficiente da variável  $T_{ij}$ , ambos aleatórios;  $\gamma_{00}$  é o intercepto global, ou seja, o nível de consumo inicial populacional;  $\gamma_{10}$  é o coeficiente angular global devido ao tempo. Os  $\epsilon_{ij}$  são erros intraindividuais com distribuição normal com média 0 e variância condicional  $\sigma_e^2$ .  $\Psi$  é a matriz de covariância dos efeitos aleatórios, dada por:

$$\begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{pmatrix}.$$

Na matriz  $\Psi$ ,  $\sigma_0^2$  e  $\sigma_1^2$  são as variâncias dos efeitos aleatórios. Os demais termos representam a covariância.

A estimação deste modelo, por máxima verossimilhança, leva a um  $\hat{\sigma}_e^2$  de 16,53 e a uma matriz de covariância para os efeitos aleatórios:

$$\begin{pmatrix} 1369 & 0,083 \\ 0,083 & 6,04 \end{pmatrix}.$$

Um modelo condicional de médias (*inconditional mean model*), cuja especificação é omitida aqui, é semelhante ao de crescimento incondicional. Porém, sem a variável temporal. A diferença percentual entre as variâncias intraindividuais de um modelo incondicional de médias e de um modelo incondicional de crescimento indica o quanto da variabilidade intraindividual é explicada pela variável tempo; O modelo de médias incondicional, aplicado aos dados, apresentou

$$(\sigma_{e,(inc.med)}^2 - \sigma_{e,(incond.growth)}^2) / (\sigma_{e,(inc.med)}^2) = (85,13 - 16,53 / 85,13) = 0,8$$

### 5.2.2. Inclusão de Preditores

Um segundo modelo, Modelo II, mais completo, envolvendo as variáveis *renda*, *tarifa* e *região*, é especificado de acordo com a seguinte equação:

$$\begin{aligned} C_{ij} &= \beta_{0i} + \beta_{1i}T_{ij} + \beta_2P_{ij} + \beta_3Y_{ij} + \epsilon_{ij} \\ \beta_{0i} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}R_i + \mu_{0i} \\ \beta_{1i} &= \gamma_{10} + \mu_{1i} \\ \beta_2 &= \gamma_{20} + \gamma_{21}R_i \\ \epsilon_{ij} &\approx N(0, \sigma^2) \\ \begin{pmatrix} \mu_{0i} \\ \mu_{1i} \end{pmatrix} &\approx NMV(\mathbf{0}, \Psi) \end{aligned}$$

onde:

$\beta_{0i}$  e  $\beta_{1i}$  são, respectivamente, o intercepto e o coeficiente da variável  $T_{ij}$ , que representa o tempo. Novamente, ambos são aleatórios;  $\beta_2$  é o efeito do valor da tarifa e  $\beta_3$  o efeito da renda;  $\gamma_{00}$  é o intercepto global, ou seja, o nível de consumo inicial populacional;  $\gamma_{01}$  é o efeito no intercepto devido à região onde se localiza a distribuidora.  $\gamma_{10}$  é o coeficiente angular global devido ao tempo,  $\gamma_{11}$  é o efeito no coeficiente angular devido à variável região.  $\gamma_{20}$  é o efeito no consumo devido à tarifa de energia, ( $P$ ) e  $\gamma_{21}$  representa o coeficiente da interação entre  $R$  e  $P$ . Os  $\epsilon_{ij}$  são erros intraindividuais com distribuição normal com média 0 e variância condicional  $\sigma^2$ .  $\Psi$  é a matriz de covariância dos efeitos aleatórios;

O Modelo II foi estimado por máxima verossimilhança e os resultados estão sumarizados na Tabela 3. Observa-se que a variável *renda* não é estatisticamente importante aos níveis usuais de significância, com um p-valor de 0,28. Além disso, a princípio, seu sinal também é incompatível



com o esperado teoricamente. Em relação às demais, as que se referem às variáveis *região* e *tarifa* foram significativas. Além disso, nota-se que a interação entre estas duas variáveis, testada no modelo sob a hipótese de que o consumo possa ser influenciado pelo valor da tarifa de forma diferente dependendo da região, não é rejeitada ao nível de significância de 0,1 ( $p - \text{valor} = 0,066$ ).

Ainda, as estimativas obtidas com auxílio do R para as componentes de variância e efeitos aleatórios do Modelo I, indicam que os interceptos individuais apresentam desvio padrão de 30,96. O desvio padrão do coeficiente da variável temporal foi 2,41 e a variância intraindividual,  $\sigma_e^2$ , foi 16,09.

Tabela 3: Estimativas do Modelo II

<i>Efeito</i>	<i>Valor</i>	<i>SD</i>	<i>p-value</i>
Intercepto	110,238	11,480	0,000
Ano ( <i>T</i> )	4,520	0,517	0,000
Tarifa ( <i>P</i> )	-0,044	0,017	0,010
Renda ( <i>Y</i> )	-0,002	0,002	<b>0,280</b>
Região ( <i>R</i> )	51,477	12,030	0,000
<i>T : R</i>	0,035	0,019	0,066

Fonte: Construção do autor.

Sem a variável renda, foi então ajustado o Modelo III, diferenciado do Modelo II apenas por não contemplá-la.

$$\begin{aligned}
 C_{ij} &= \beta_{0i} + \beta_{1i}T_{ij} + \beta_2P_{ij} + \epsilon_{ij} \\
 \beta_{0i} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}R_i + \mu_{0i} \\
 \beta_{1i} &= \gamma_{10} + \mu_{1i} \\
 \beta_2 &= \gamma_{20} + \gamma_{21}R_i \\
 \epsilon_{ij} &\approx N(0, \sigma^2) \\
 \begin{pmatrix} \mu_{0i} \\ \mu_{1i} \end{pmatrix} &\approx NMV(\mathbf{0}, \Psi)
 \end{aligned}$$

Neste modelo, a descrição dos termos é idêntica à apresentada no Modelo II. Sua estimação, também pelo método de máxima verossimilhança, produziu as estatísticas descritas na Tabela 4.

As estatísticas de qualidade do ajuste, AIC e BIC, para o Modelo III, são, respectivamente, 4060,2 e 4099,5. Para o Modelo II, com a variável renda, a estatística AIC foi 4061,1 e a BIC 4104,7. Estes dados não são suficientes para aceitação do Modelo II em detrimento do Modelo III, sem a renda. O teste da razão de verossimilhança entre os dois modelos é de 1,15, com p-valor de 0,28.

A estimativa da variância  $\sigma_e^2$  do modelo III é 958,8, cerca de 30% menor que a obtida no modelo de crescimento incondicional, que foi de 1369. Este decréscimo decorreu devido a parte da explicação da variabilidade dos interceptos individuais das distribuidoras pela inclusão no modelo do preditor *região*.

Com os resultados do Modelo III, observa-se a significância das variáveis tarifa e região; o consumo na região nordeste, em média, é 49,94 kwh inferior ao das demais.

Tabela 4: Estimativas do Modelo III, sem a var *renda*

<i>Efeito</i>	<i>Valor</i>	<i>SD</i>	<i>p-value</i>
Intercepto	107,558	11,188	0,000
Ano ( <i>T</i> )	4,039	0,267	0,000
Tarifa ( <i>P</i> )	-0,044	0,0179	0,014
Região ( <i>R</i> )	49,941	11,928	0,000
<i>T : R</i>	0,035	0,019	0,065

Fonte: Construção do autor.

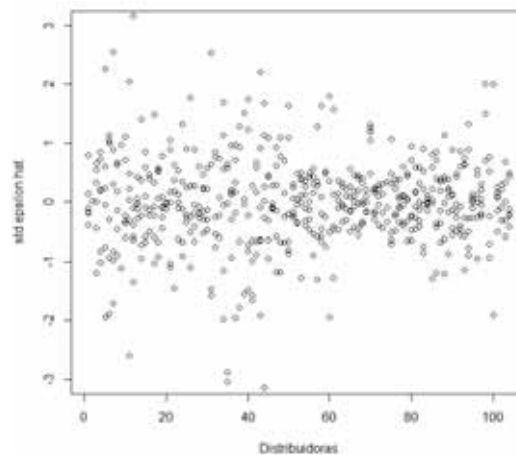


Figura 6: Resíduos Padronizados

Outra importante informação fornecida pelas estimativas obtidas com o Modelo III é em relação à interação entre região e tarifa, o que indica que o valor da tarifa influencia o consumo de energia de forma diferente, dependendo da região. Na região nordeste, espera-se uma redução do consumo de 0,0442 kWh para cada 1 real de aumento na tarifa, enquanto que nas demais regiões brasileiras o decréscimo esperado por 1 real de aumento tarifário é de 0,00912 kWh.

Vinculada à observação direta dos decréscimos no kWh consumido a partir de elevações no custo da energia, está o problema econômico de determinação das elasticidades-preço da demanda de energia; Se a hipótese de interação entre custo da energia elétrica e região for aceita, isto implica que estudos sobre elasticidades não devem abdicar de considerar delimitações regionais nas análises.

Sobre os fatores que podem estar relacionados à rejeição da variável renda, cabe ressaltar que os dados de renda aqui utilizados englobam os recebimentos totais dos domicílios, incluindo rendimentos de programas sociais, como o Bolsa Família. Contudo, há programas do governo em vigência, como o Luz para todos, que geram duas implicações: primeiro, contribuem para a inclusão elétrica, levando energia a diversos domicílios e famílias excluídas, aumentando o número de unidades consumidoras; Entretanto, a inclusão de novos consumidores, em geral caracterizados por famílias de baixa renda e consumo, pode levar à redução do consumo médio se este consumo médio é calculado tendo no denominador o número de unidades consumidoras das distribuidoras, ao invés do número de domicílios da região. Ou seja, pode haver aumento do consumo total da região, mas um decréscimo do consumo médio em função da fórmula de cálculo adotada, levando a um confundimento para captação da variável renda como explicativa do aumento do consumo. Uma investigação mais aprofundada seria necessária.

### 5.2.3. Qualidade do Ajuste e Projeção

O gráfico dos resíduos padronizados do Modelo III, plotado por distribuidora, apresenta-se satisfatório, conforme demonstra a Figura 6.

Uma das possibilidades oferecidas pela modelagem longitudinal com a adoção de efeitos mistos para captação da estrutura de covariância presente nos dados é que, apesar de normalmente não ser o foco principal, é possível realizar previsões e projeções a partir dos coeficientes estimados das trajetórias individuais. No caso deste trabalho, é possível estimar, por distribuidora, os parâmetros das trajetórias de crescimento pelos BLUPs, *Best Linear Unbiased Predictors*<sup>5</sup>. Sua estimação parte do fato de que:

$$E(b_i|Y_i) = GZ_i'\Sigma_i^{-1}(C_i - X_i\beta)$$

<sup>5</sup>Um detalhamento da metodologia pode ser encontrado em Hedeker e Gibbons (2006)

sendo  $G$  é a matriz de covariância dos efeitos aleatórios e  $\Sigma_i^{-1}$  a matriz de covariância da variável resposta,  $C_i$ .  $X_i$  é a matriz de desenho dos efeitos fixos e  $Z_i$  a matriz de desenho dos efeitos aleatórios.

Os  $\hat{b}_i$  são dados por:

$$\hat{b}_i = \hat{G}Z_i'\Sigma_i^{-a}(C_i - X_i\hat{\beta})$$

A substituição dos efeitos individuais em  $\hat{C}_i = X_i\hat{\beta} + Z_i\hat{b}_i$  possibilita a predição do consumo para a distribuidora  $i$  para valores predeterminados dos perdutores. Com o cálculo dos  $\hat{b}_i$ , fez-se uma projeção, com base no Modelo III, do crescimento do consumo médio residencial (%) para o Brasil para o ano de 2014. Esta projeção de 1 passo a frente, foi estimada em 2,5%.

A título de comparação e avaliação desta estimativa, destaca-se que, em 2012, a Empresa de Pesquisa Energética apontou, em seu documento sobre projeção da demanda de energia elétrica, EPE (2012), que a taxa média de crescimento da demanda para o consumo residencial no Brasil, até 2022, seria de 1,9%. A Tabela 5 destaca os dois resultados, juntamente com a taxa observada a partir de dados obtidos na ANEEL (2015) para o ano de 2014, que foi de 4,8%:

Tabela 5: Projeções para 2014

<i>Observado</i>	<i>Projeção EPE</i>	<i>Modelo III</i>
4,8 %	1,9%	2,5%

Fonte: Empresa de Pesquisa Energética e Modelo III, do autor.

## 6. Comentários Adicionais

Neste estudo, mostrou-se como a análise de dados, recorrendo-se aos modelos longitudinais de efeitos mistos, pode ser aplicada no âmbito do setor elétrico.

O objetivo principal foi modelar as curvas de crescimento do consumo de energia elétrica da classe residencial de 104 distribuidoras do país, para o período de 2008 a 2013, e identificar preditores relacionados à evolução do consumo. As estimativas foram realizadas pelo método de máxima verossimilhança e os modelos contemplaram tanto efeitos fixos quanto aleatórios.

Algumas informações relevantes foram obtidas na análise. Pode-se verificar que, apesar do modelo considerado mais adequado ter contado com um coeficiente aleatório para a variável tempo, as trajetórias médias de consumo evoluíram segundo taxas semelhantes nas regiões. Não se verificou significativa a interação da variável região com a variável temporal. Outros dois importantes aspectos extraídos da modelagem foi que as trajetórias de consumo apresentaram-se independentes da renda. Por outro lado, verificou-se que o consumo varia em função da tarifa de energia elétrica e que essa variação depende da região. Na região nordeste, a resposta na redução do consumo decorrente do aumento tarifário foi maior que a das outras regiões.

Deve-se, contudo, atentar para o fato de que os dados foram utilizados em bases anuais. Uma análise mais aprofundada em níveis mais desagregados, por exemplo, com dados trimestrais ou mensais, pode permitir um refino maior dos resultados e corroborar, ou não, os aqui obtidos.

Apesar do trabalho não ter como interesse principal a discussão sob os aspectos econômicos ou sociais que se relacionam ao consumo de energia elétrica, a rejeição da variável renda merece uma investigação mais aprofundada, já que outros trabalhos, sobretudo na área econômica, apontam a variável renda como importante para determinação dos níveis de consumo de energia elétrica; E, de fato, este artigo não busca contradizer esta argumentação.

A modelagem longitudinal, como a aqui apresentada, pode ser um complemento interessante ao conjunto de técnicas largamente empregadas no setor, como as de séries temporais. Uma de suas principais vantagens é a possibilidade de trabalho com séries curtas, o que possibilita a aplicação em situações onde os modelos de séries temporais falhariam devido à limitação de dados. Ainda, como demonstrado na parte final do artigo, apesar de não ser o foco principal, a modelagem longitudinal foi utilizada para predição 1 passo a frente, com qualidade satisfatória. Por outro lado,

não se deve esquecer que a aplicação da abordagem longitudinal com modelos de efeitos mistos requer o acesso a um conjunto de séries, ainda que curtas. Outras vantagens são a não exigência de casos completos e nem de dados balanceados.

## Referências

- Andrade, T. e Lobão, W.**, Elasticidade-Renda e Preço da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil. Texto para discussão n. 489, IPEA, Rio de Janeiro, 1997.
- ANEEL - Agência Nacional de Energia Elétrica**, Informações Técnicas, Relatórios do Sistema de Apoio a Decisão, Disponível em <http://www.aneel.gov.br/area.cfm?idArea=550> em 02/04/2015.
- EPE - Empresa de Pesquisa Energética**, Anuário Estatístico de Energia Elétrica, Rio de Janeiro, 2013.
- EPE - Empresa de Pesquisa Energética**, Consumo Residencial de Energia Elétrica na Região Nordeste, Série Estudos da Demanda, Rio de Janeiro, 2008.
- EPE - Empresa de Pesquisa Energética**, Projeção da Demanda de Energia Elétrica para os Próximos 10 Anos (2013-2022), Série Estudos da Demanda, Rio de Janeiro, 2012.
- Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M. e Ware, J. H.**, Applied Longitudinal Analysis. Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley Sons, Inc., New Jersey, 2011.
- Goldemberg, J.** (1979). In *EPE - Empresa de Pesquisa Energética*, Consumo Residencial de Energia Elétrica na Região Nordeste, Série Estudos da Demanda, Rio de Janeiro, 2008.
- Hedeker, D. e Gibbons, R. D.**, Longitudinal Data Analysis. Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley Sons, Inc., New Jersey, 2006.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**, Censo Demográfico 2010, Disponível em <http://www.sidra.ibge.gov.br/cd/cd2010universo.asp?o=7i=P>, acessado em 21/03/2015a.
- Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, Disponível em <http://www.sidra.ibge.gov.br/pnad/default.asp>, acessado em 21/03/2015b.
- Modiano, E. M.**, Elasticidade-Renda e Preço da Demanda de Energia Elétrica no Brasil, Texto para Discussão, 68, Dept. de Economia da PUC, Rio de Janeiro, 1984.
- Pinheiro, J., Bates, D., Saikat, D. e Deepayan, S.**, nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models, R Package, Version 3.1-109, 2013.
- R Core Team**, R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, URL: <http://www.R-project.org>, 2013.