

# Convergência do consumo de energia elétrica residencial *per capita* entre os estados do Brasil\*

Guilherme Irffi<sup>††</sup>

Professor do Curso de Pós-Graduação  
em Economia da Universidade Federal  
do Ceará (CAEN-UFC)  
Professor do CAEN-UFC

Christiano Modesto Penna<sup>†††</sup>

Professor do CAEN-UFC

Roberto Tatiwa Ferreira<sup>††††</sup>

Professor do CAEN-UFC

Ivan Castelar<sup>†††††</sup>

Professor do CAEN-UFC

## Resumo

Este artigo testa a hipótese de convergência do consumo de energia elétrica residencial *per capita* brasileiro considerando o período de 1970 a 2008. Para isto, foram empregados  $\beta$  e  $\sigma$  – convergência, e os testes de Evans e Karras (1996) e de Beyaert e Camacho (2008). Os resultados sugerem que tanto a dispersão do consumo de energia elétrica per capita vem diminuindo ao longo do tempo, quanto que os Estados com menores níveis de consumo em 1970 apresentam maiores taxas de crescimento. Em relação aos resultados econométricos, verificou-se que a convergência é descrita por um modelo não linear com *convergência plena*, uma vez que tanto no Regime I quanto no Regime II, assim como em ambos os regimes, existe convergência do consumo *per capita*. Além disso, verificou-se que existe convergência absoluta entre os Estados.

---

\* Artigo recebido em fev. 2016 e aceito para publicação em jun. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons  
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

<sup>††</sup> E-mail: guidirffi@gmail.com

<sup>†††</sup> E-mail: cmp@caen.ufc.br

<sup>††††</sup> E-mail: rtf2@uol.com.br

<sup>†††††</sup> E-mail: lume1250@yahoo.com.br

## Palavras-chave

**Convergência; consumo de energia elétrica; modelo TAR**

### *Abstract*

*This article tests the hypothesis of convergence of residential electricity consumption per capita in Brazilian States considering the period from 1970 to 2008. To this end, we employed the convergence tests of Evans and Karras (1996) and Beyaert and Camacho (2008). The results suggest that both the dispersion of per capita electricity consumption has decreased over time, as the states with lower levels of consumption in 1970 have higher growth rates. Regarding econometric results, it was found that the convergence is not described by a linear model with full convergence, since both in regime I and regime II, and in both regimes, there is evidence of convergence of per capita consumption. Furthermore, it was found that there is absolute convergence between states, that is, they converge to the same steady-state position.*

### *Keywords*

**Convergence; electricity consumption; TAR model**

**Classificação JEL: C23, Q41**

## 1 Introdução

As análises de convergência, em sua maioria, utilizam-se da renda ou do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* como *proxy* para o crescimento econômico. Levando-se em conta a existência de uma relação positiva entre riqueza econômica e bem-estar, que é bastante óbvia ao nível individual, e que também tende a ser verdadeira para economias, tornou-se usual valer-se da renda *per capita* como critério de avaliação do bem-estar de uma dada sociedade. No entanto, segundo alguns autores como Campbell e Mankiw (1989), Slesnick (2001), Ranis (2004), Thorbecke (2007), Ferreira Neto (2015) e Penna *et al.* (2013), estas variáveis parecem ser imperfeitas para análise do processo de convergência de bem-estar.

Para o caso brasileiro, Penna *et al.* (2013) analisam o processo de convergência do índice de bem-estar social proposto por Sen (1974), ao invés da renda *per capita*. O motivo de se utilizar este índice é o de que a renda *per capita* estadual não levaria em consideração a maneira como a renda é distribuída em cada estado. Já Ferreira Neto (2015), por exemplo, sugere que cada região possui diferentes propensões marginais a consumir e a poupar e, assim, a renda e o PIB *per capita*, *per si*, não seriam capazes de captar estas questões.

Posto isso, torna-se interessante utilizar outras variáveis, que não a renda ou o PIB *per capita*, para analisar a trajetória de longo prazo do bem-estar ou do consumo entre regiões. Dentre uma série de variáveis que poderiam ser elencadas, o consumo de energia elétrica residencial parece ser uma boa *proxy* para análises com este propósito por três motivos. Primeiro, por ser um bom representante do padrão de consumo de uma sociedade; segundo, por manter uma forte correlação com a renda, e; terceiro, porque, devido à energia elétrica ser a principal fonte de energia das famílias brasileiras, o aumento do nível de renda implica em aumento do consumo de energia elétrica residencial. Além disso, fazendo-se uso dessa variável na análise, descartam-se preocupações adicionais como as apontadas por Penna *et al.* (2013) e Ferreira Neto (2015).

É importante notar que, havendo indícios de convergência do consumo de energia elétrica residencial *per capita*, então se pode concluir que a demanda por energia elétrica residencial tende a aumentar no médio/longo prazo. Assim sendo, a verificação dessa hipótese serve como instrumento de política de expansão da geração e distribuição de energia elétrica, a qual preceve que se tomem medidas para evitar possíveis descompassos entre oferta e demanda de energia elétrica.

Como a energia elétrica é um bem não estocável, esse planejamento deve ser feito com uma antecedência de pelo menos dois anos em relação ao crescimento da demanda, em função do tempo mínimo de maturação de uma usina termelétrica (SIQUEIRA; CORDEIRO JUNIOR; CASTELAR, 2006).

Com esteio nesta discussão, o presente trabalho utiliza o consumo de energia elétrica residencial *per capita* para inferir se existe convergência de bem-estar na sociedade brasileira. Para tanto, são utilizados além dos testes convencionais de  $\sigma$  e  $\beta$  – convergência, os testes propostos por Evans e Karras (1996) e Beyaert e Camacho (2008).

Os conceitos de  $\sigma$  e  $\beta$  – convergência têm seus alicerces na teoria neoclássica de crescimento e sugerem que quando a dispersão da renda real *per capita* entre um grupo de economias se reduz ao longo do tempo, diz-se que ocorre  $\sigma$  – convergência e, quando a correlação parcial entre a

taxa de crescimento da renda real *per capita* e o nível de renda real inicial é negativo, diz-se que há  $\beta$  – convergência. Além disso, caso esta correlação negativa seja não condicionada as características estruturais comuns entre as economias, diz-se que a  $\beta$  – convergência ocorre em termos absolutos, já se a correlação for condicionada a tais características, tem-se  $\beta$  – convergência condicional.

Assim, caso haja convergência do consumo de energia elétrica pode-se inferir que os Estados com menores níveis de consumo estão diminuindo a diferença em relação aos maiores consumidores, isto no caso de  $\sigma$  – convergência. Por outro lado, caso exista  $\beta$  – convergência, pode-se dizer que o consumo de energia *per capita* vem crescendo a taxas decrescentes, ou seja, o Estado com maior nível de consumo tende a ser alcançado pelos Estados com menores níveis.

O teste de Beyaert e Camacho (2008) é um aprimoramento da metodologia de análise de séries temporais proposta em Evans e Karras (1996) e se aplica quando o processo de convergência não ocorre de maneira uniforme entre as unidades *cross-section*. Este teste leva em consideração tanto a questão da  $\beta$  – convergência, quanto da  $\sigma$  – convergência, sendo baseado num modelo econométrico que combina três abordagens: (i) um modelo *threshold* autoregressivo, *TAR*; (ii) testes de raiz unitária para dados em painel; e, (iii) técnicas de *bootstrap* para cômputo de valores críticos capazes de acomodar possíveis correlações contemporâneas entre regiões.

Esta metodologia possibilita testar tanto se há convergência absoluta ou condicional, quanto se ela é linear ou não linear. Além disso, esta técnica tem a vantagem de não requerer quaisquer variáveis explicativas (geralmente eleitas subjetivamente) para o condicionamento das posições de *steady-state* individuais.

Assim, a contribuição desta pesquisa está relacionada a testar uma nova medida de bem-estar (consumo de energia elétrica residencial *per capita*) entre os Estados brasileiros, bem como auxiliar os gestores no planejamento da oferta de energia elétrica. Vale destacar ainda, o emprego da metodologia econométrica para se testar a convergência do consumo de energia e a contribuição para a literatura especializada sobre este tema, tanto nacional quanto internacional, é escassa no que se refere a estudos sobre convergência do consumo de energia elétrica.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Na literatura nacional destacam-se Mattos *et al.* (2009) e Ferreira Neto (2015). Sendo que, os primeiros se atêm a discussão de distribuição e desigualdade espaciais do consumo residencial de eletricidade, enquanto Ferreira Neto (2015) análise a convergência do consumo residencial de energia elétrica como medida de bem-estar da sociedade brasileira. Na literatura internacional, têm-se os trabalhos de Robinson (2007), Mulder e Groot (2007) e Jaunky (2007, 2008).

Após esta **Introdução**, o trabalho se divide em mais quatro seções. O modelo teórico e a proposta de Evans e Karras (1996) para se testar o processo de convergência, bem como o aprimoramento da metodologia econométrica proposta por Beyaert e Camacho (2008) são os temas da segunda seção. A terceira se reserva a apresentação da base dados bem como uma análise exploratória. A análise e discussão dos resultados compõe a quarta seção. E, por fim, são tecidas as **Considerações finais**.

## 2 Modelo teórico e metodologia econométrica

Evans e Karras (1996) argumentam que a abordagem convencional de  $\beta$  – convergência não utiliza a variação das séries de tempo de maneira adequada e, por conta disso, produz inferências inválidas, a não ser que as economias tenham estruturas dinâmicas autoregressivas de primeira ordem idênticas e que todo o diferencial permanente entre os produtos *per capita* das economias seja perfeitamente controlado.

Estes autores propõem que, sendo  $Y_{i,t}$  a renda *per capita* real da economia  $i$  no ano  $t$  e, definindo  $g_{i,t} = y_{i,t} - \bar{y}_t$ , onde  $y_{i,t} = \ln(Y_{i,t})$  e  $\bar{y}_t = (1/n) \sum_{i=1}^n y_{i,t}$  como a média *cross-section* dos logaritmos neperiano das rendas *per capitas* no tempo  $t$ . Todavia, neste caso,  $Y_{i,t}$  representa o consumo de energia elétrica residencial *per capitado*s estados brasileiros e, para testar a hipótese de convergência, utiliza-se da seguinte regressão:

$$\Delta g_{i,t} = \delta_i + \rho_i g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j} \Delta g_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad , \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

A equação (1) é similar a regressão auxiliar do teste de raiz unitária proposto por Dickey e Fuller (1979) para séries temporais univariadas, em uma versão para dados em painel. Nessa equação,  $\Delta$  é operador de defasagem tal que  $\Delta g_{i,t} = g_{i,t} - g_{i,t-1}$ . Portanto, a variável em análise é o diferencial entre o logaritmo neperiano do consumo de energia elétrica residencial *per capita* corrente e a média dos logaritmos neperianos das taxas de crescimento dos  $n$  estados. Ainda sobre a equação (1),  $\rho$  é o parâmetro atrelado ao consumo defasado (isto é, do período anterior),  $\delta_i$  é o intercepto da equação, o qual pode ser igual ou diferente para cada unidade econômica e  $\varphi_{i,j}$  são os parâmetros autorregressivos relacionados as defasa-

gens da variável dependente, adicionadas para controlar possível autoregressividade nos resíduos.

Baseados numa modificação do estudo de Levin e Lin (1993, 1993a), Evans e Karras (1996) acrescentam que, sob a especificação (1), sempre ocorre divergência quando  $\rho_i = 0 \forall i$  e que ocorre convergência, caso  $0 < -\rho_i < 1, \forall i$  seja atendida.

A modificação do procedimento de Levin e Lin (1993, 1993a) pode ser descrita nos seguintes passos:

(i) Estima-se (1) por mínimos quadrados ordinários (MQO) obtendo-se o erro padrão da estimativa,  $\hat{\sigma}_i$ , e calcula-se a série normalizada  $\hat{z}_{i,t} = (y_{i,t} - \bar{y}_i) / \hat{\sigma}_i$  para cada  $i$ ;

(ii) Estima-se  $\Delta \hat{z}_{i,t} = \hat{\delta}_i + \rho_i \hat{z}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j} \Delta \hat{z}_{i,t-j} + \hat{\varepsilon}_{i,t}$ , onde

$\hat{\delta}_i \equiv \delta_i / \hat{\sigma}_i$  e  $\hat{\varepsilon}_{i,t} \equiv \varepsilon_{i,t} / \hat{\sigma}_i$ , por MQO para dados em painel e se obtém a estimativa do parâmetro  $\hat{\rho}$  e sua respectiva estatística t,  $t_{\hat{\rho}}$ ;

(iii) Se  $t_{\hat{\rho}}$  exceder um valor crítico apropriadamente escolhido, por exemplo,  $t_{\hat{\rho}} > 1,65$ , rejeita-se  $H_0 : \rho_i = 0 \forall i$  em favor de  $H_1 : \rho_i < 0 \forall i$ ; do contrário,  $H_0$  pode ser mantida;

(iv) Se  $H_0$  for rejeitada, calcula-se a razão F:

$$\Phi(\hat{\delta}) = (1/n - 1) \sum_{i=1}^n (t_{\hat{\delta}_i})^2, \text{ onde } t_{\hat{\delta}_i} \text{ é a estatística t do estimador}$$

$\delta_i$  obtido pela estimação de (1) por MQO para a economia  $i$ . Se  $\Phi(\hat{\delta})$  excede um valor crítico associado ao nível de significância pré-estabelecido na análise, infere-se que a convergência é condicional, do contrário, a convergência é absoluta.

Evans e Karras (1996) argumentam que as distribuições assintóticas de  $t_{\hat{\rho}}$  e  $\Phi(\hat{\delta})$  são não padrão, o que requer o uso de técnicas de *bootstrap* para se chegar a intervalos de confiança críveis. Eles utilizam MQO para estimar os parâmetros de dois modelos sob a hipótese nula:

$$\Delta g_{i,t} = \delta_i + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j} \Delta g_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \tag{1'}$$

$$\Delta g_{i,t} = \rho_i g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j} \Delta g_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \tag{1''}$$

Os autores utilizaram um gerador de números aleatórios para criar 10.000 conjuntos de dados para cada um dos modelos. Para cada um destes conjuntos eles utilizam os procedimentos descritos anteriormente para estimar os modelos alternativos correspondentes e obter os testes estatísticos desejados. Têm-se, então, duas amostras de 10.000 estatísticas de teste. Ordenam-se estas amostras de estatística t (e F) em ordem crescente (decrecente) e adiciona-se a uma zero-ésima observação de  $-\infty$  ( $+\infty$ ) e uma 10.001-ésima observação cujo valor é zero. Estima-se o nível de significância marginal para cada  $t_{\hat{\rho}}$  (e  $\Phi(\hat{\delta})$ ) de modo a se ter  $s/10.000$ , onde  $s$  é o inteiro tal que  $t_{\hat{\rho}}$  (e  $\Phi(\hat{\delta})$ ) repousa entre o  $s$ -ésimo e o  $(s+1)$ -ésimo menor (maior) teste estatístico simulado na amostra correspondente. Obtém-se, assim, um p-valor de *bootstrap* para o teste.

Com base no teste proposto por Evans e Karras (1996), Beyaert e Camacho (2008) propuseram uma metodologia com dados em painel cujo objetivo é testar a hipótese de convergência levando-se em conta uma possível não linearidade no processo de crescimento. A ideia por trás da regressão base proposta pelos autores é descrita por:

$$\Delta g_{i,t} = \left[ \delta_i^I + \rho_i^I g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j}^I \Delta g_{i,t-j} \right] I_{\{z_{i,t-d} \leq \lambda\}} + \left[ \delta_i^{II} + \rho_i^{II} g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j}^{II} \Delta g_{i,t-j} \right] I_{\{z_{i,t-d} > \lambda\}} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

Neste caso,  $g_{i,t} = y_{i,t} - \bar{y}_t$ ;  $y_{i,t} = \ln(Y_{i,t})$ ;  $\bar{y}_t = (1/n) \sum_{i=1}^n y_{i,t}$ ;  $Y_{i,t}$  é o consumo residencial de energia elétrica *per capita* real do estado  $i$  no ano  $t$ , e  $\bar{y}_t$  é a média *cross-section* do logaritmo neperiano do consumo *per capita* no tempo  $t$ ;  $I\{z\}$  é uma função indicadora que assume valor 1 caso  $z$  seja verdadeiro e 0 caso contrário.

Esta função indicadora age, portanto, como uma variável *dummy* que toma valor unitário caso  $z_{i,t-d} \leq \lambda$  seja atendido. Então, quando ocorre  $z_{i,t-d} < \lambda$ , o modelo deve ser descrito por

$$\Delta g_{i,t} = \delta_i^I + \rho_i^I g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j}^I \Delta g_{i,t-j}$$

e a economia repousa sobre o "Re-

gime I". Caso contrário, a economia repousa sobre o "Regime II", descrito

$$\text{por } \Delta g_{i,t} = \delta_i^{II} + \rho_i^{II} g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{i,j}^{II} \Delta g_{i,t-j}.$$

O parâmetro  $\lambda$  é o parâmetro *threshold* e a variável  $z$  é uma variável de transição que enquadra no tempo  $t$ , as economias em um regime ou noutro, dependendo do valor passado da mesma,  $z_{i,t-d}$ , e da relação que ela guardou com o parâmetro *threshold*. Como é usual neste tipo de modelo, o valor do parâmetro *threshold* é desconhecido e deve ser estimado conjuntamente com os demais coeficientes do modelo. Por sua vez, a variável *threshold* pode ser eleita de modo *ad hoc*, com base em alguma teoria, ou pode ser determinada endogenamente a partir de uma lista de possíveis variáveis como parte do processo de estimação.

Sob a especificação (2), a divergência ocorre em ambos os regimes se  $\rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i$  e a convergência ocorre em ambos os regimes se  $0 < -\rho_i^k < 1, k = I, II, \forall i = 1, \dots, n$ . Já quando ocorre convergência em um regime, mas não em outro, diz-se que há convergência (ou divergência) parcial.

Assume-se que  $\rho$  em (2) é grande o suficiente de modo que o termo de erro seja um processo de ruído branco para cada estado  $i$ . Ao se utilizar esse pressuposto, a correlação serial não interfere nas estimativas, mas a correlação contemporânea *cross-country* ainda pode fazê-lo. Daí a sugestão de se gerar intervalos de confiança por meio de *bootstrap*.

Beyaert e Camacho (2008) propõem que se estime (2) por meio de mínimos quadrados, combinando mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS) com um procedimento de *grid-search*. O procedimento de teste atua da seguinte maneira: primeiro verifica-se se o modelo não linear é preferível ao linear, o qual deveria ter os mesmos coeficientes em ambos os regimes. Este teste é baseado no princípio da razão de máxima verossimilhança, pois a distribuição dos estimadores não segue uma distribuição padrão devido ao parâmetro *threshold* não ser identificado sob hipótese nula (HANSEN, 2000).

Para se contornar o problema da correlação contemporânea entre os *cross-section* os valores críticos devem ser obtidos por meio de simulações de *bootstrap* (BEYAERT, 2008). Além disso, como não se sabe ao certo quando as economias devem divergir / convergir, o teste é realizado sob ambas as hipóteses, obtendo-se, portanto, dois valores das estatísticas de teste e dois valores de *bootstrap*.

Se o modelo linear é rejeitado o próximo passo consiste em testar a convergência contra a divergência. Sendo o modelo linear aceito, a convergência deve ser testada de modo análogo ao proposto por Evans e Karras (1996) tendo-se o cuidado de se perfazer as simulações de *bootstrap* sugeridas ao possível problema da correlação *cross-section* existente.

Para testar a hipótese de convergência contra a hipótese de divergência, Beyaert e Camacho (2008) sugerem que se utilizem o teste  $t^k = \hat{\rho}^k / s_{\hat{\rho}^k}$ , onde  $k = I, II$ ,  $\hat{\rho}^k$  é a estimativa por *grid-FGLS* de  $\rho_i^k$  sob a restrição de que  $\rho_i^k = \rho^k \forall i$ .<sup>2</sup> Altos valores para esta estatística devem ser interpretados como evidência a favor da convergência e, novamente, é necessário utilizar valores críticos de *bootstrap*.

Finalmente, havendo convergência em um dos regimes, o último passo do procedimento econométrico proposto por Beyaert e Camacho (2008) consiste em se testar convergência absoluta *versus* convergência condicional nos regimes onde a convergência foi constatada. Ao se manter a hipótese de que  $\rho_i^k < 0 \forall i$  a convergência absoluta sobre o regime  $i$  é equivalente a  $\delta_i^k = 0, \forall i$ .

Descrita a metodologia, na próxima seção são apresentados os dados utilizados na pesquisa empírica.

### 3 Fonte e tratamento dos dados

Para analisar a convergência do consumo de energia elétrica *per capita*, utiliza-se de informações anuais por Unidade da Federação do consumo de energia elétrica residencial<sup>3</sup>, aferido em Mwh, para o período de 1970 a 2008, disponibilizado pelo Ministério de Minas e Energia, por meio

---

<sup>2</sup> A estimativa por FGLS ao se realizar o *search grid* se justifica devido às características da matriz de variância e covariância dos resíduos, que é não diagonal e que sofre influência do parâmetro *threshold* (não identificado sob  $H_0$ ).

<sup>3</sup> Analisar o comportamento do consumo residencial por eletricidade é importante tanto para entender os padrões de vida da sociedade quanto para auxiliar os gestores no planejamento do setor elétrico, uma vez que o setor residencial é (quase sempre) a segunda classe de maior demanda de energia (superada apenas pela classe industrial). Além disso, como a classe residencial não apresenta uma fonte de energia substituta de energia elétrica, aferir se existe convergência no consumo de energia elétrica residencial *per capita* se torna fundamental para planejar tanto o segmento de geração quanto transmissão de distribuição de energia.

do Balanço Energético Nacional (EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA, 2008).<sup>4</sup>

Na referida base de dados não há dados disponíveis para os Estados de Mato Grosso do Sul e Tocantins, no período inicial da série. Sendo assim, para contornar este problema, optou-se por considerar o consumo de energia dos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, de maneira conjunta, isto é, MS+MT. Seguindo a mesma lógica, adicionou o consumo do Tocantins ao de Goiás, GO+TO.

Além dessas junções, consideram a soma dos Estados de Amapá e Pará, AP+PA, bem como a soma dos Estados Acre, Roraima, Rondônia e Amazonas, AC+RO+RR+AM. Este procedimento é recorrente em análises de convergência com base em séries de tempo e pode ser visto, por exemplo, em Azzoni (1997) e em Penna e Linhares (2009, 2013).<sup>5</sup> Não obstante, optou-se por desconsiderar o Distrito Federal para uma comparação direta com os estudos que tratam de séries de tempo.<sup>6</sup> Deste modo, o conjunto de dados utilizados contempla 39 informações temporais, 1970 a 2008, e 20 unidades *cross-section* (Estados).

## 4 Análise e discussão dos resultados

### 4.1 Análise descritiva

A evolução temporal do consumo de energia elétrica residencial *per capita* ao longo do período estudado, 1970 a 2008, é reportado pelo Gráfico 1. Note que, os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro, tanto em 1970 quanto em 2008, apresentam os maiores consumos *per capita* de energia

---

<sup>4</sup> Durante o período de 1961 a 1975 as informações foram disponibilizadas pelo Departamento de Águas e Energia Elétrica (*apud* ANUÁRIO..., 1970, 1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 1976). Além disso, é bom ressaltar que a soma dos estados não necessariamente coincidem com o total Brasil, devido aos dados do Brasil incluir estimativas de empresas que não tiveram informações por estados. Vale ressaltar que as séries de consumo de energia elétrica residencial por Unidade da Federação estão disponíveis no IPEADATA (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2014), em Regional, Temas: Consumo e Venda, Consumo de Energia Elétrica Residencial.

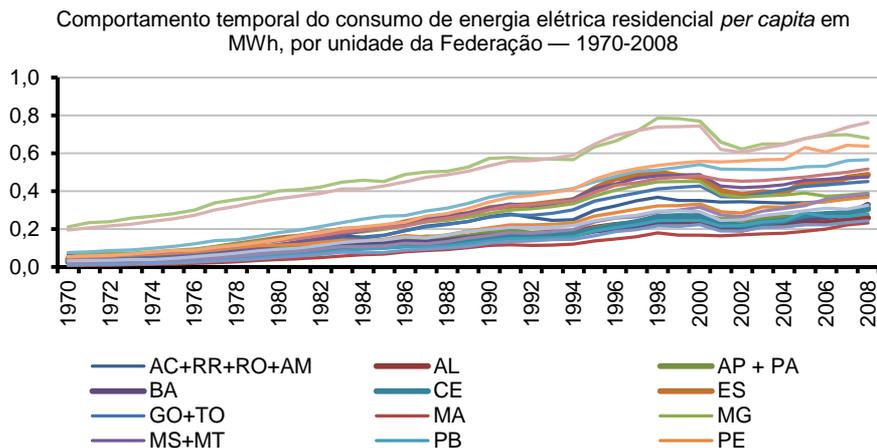
<sup>5</sup> Os Estados do Acre, Amapá, Mato Grosso do Sul, Roraima e Rondônia foram fundados na primeira metade dos anos 80 e o Estado do Tocantins, apenas em 1988.

<sup>6</sup> As análises de convergência de renda *per capita* com base em séries de tempo costumam tratar o DF como *outlier*. Para o caso do consumo de energia elétrica residencial *per capita*, o DF não deve ser visto como tal. Os resultados apresentados a seguir desconsideram o DF para que haja uma comparação entre trabalhos que se utilizam de séries de tempo, entretanto, os resultados do teste não se alteram significativamente ao incluir esta unidade na amostra.

residencial, no entanto, Santa Catarina se aproximou de maneira significativa do consumo do Rio de Janeiro em 2008.

Por outro lado, os Estados do Maranhão e Piauí apresentaram tanto em 1970 quanto em 2008, os menores níveis de consumo *per capita*. Embora seja possível perceber que todos os Estados, sem exceção, apresentaram crescimento do consumo *per capita*, durante o referido período.

Gráfico 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (ANUÁRIO..., 1970, 1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 1976). Brasil (2009).

Além disso, observa-se que em 2001 e 2002 o consumo de energia elétrica residencial apresentou decréscimo, o qual pode ser atribuído ao racionamento do consumo imposto pelo Governo.<sup>7</sup> O racionamento abrangia as regiões Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, bem como os Estados de Tocantins e Pará. O governo impôs um sistema de quotas, sobre tarifas e bônus para os consumidores que ultrapassassem ou cumprissem determinadas metas de consumo energético (IRFFI *et al.*, 2009).<sup>8</sup>

Segundo Bardelin (2004) a causa do déficit, que gerou o racionamento, foi que o crescimento do parque gerador brasileiro não acompanhou o crescimento do consumo da forma adequada. Assim sendo, pode-se dizer que racionamento de energia acontece em decorrência da falta de planejamento do setor em seus três mercados (geração, transmissão e distribuição). Ainda segundo esse autor, o racionamento produziu um impacto no consumo

<sup>7</sup> Ver Bardelin (2004), Siqueira, Cordeiro Junior e Castelar (2006) e Irffi *et al.* (2009) para maiores informações sobre o racionamento do consumo de energia elétrica.

<sup>8</sup> Para maiores detalhes sobre o racionamento de energia elétrica, ver a resolução n. 4, de 22 de maio de 2004.

de energia elétrica singular e duradouro, provocando uma redução no consumo brasileiro em torno de 24% e influenciando até mesmo setores onde não houve racionamento. No entanto, de uma maneira geral, percebe-se que todos os Estados, sem exceção, apresentaram crescimento do consumo *per capita*, durante as quatro últimas décadas.

A Tabela 1 contempla uma análise descritiva dos dados, bem como um *ranking* estadual considerando os anos de 1970 e 2008. A partir destas informações pode-se comparar o consumo de energia elétrica residencial *per capita* entre os Estados brasileiros durante o período em voga.

Observe que os Estados do Rio de Janeiro e São Paulo são os maiores consumidores de energia elétrica residencial, uma vez que possuem as maiores médias e, ainda, em 1970, o RJ tinha o maior consumo *per capita* seguido por SP. No entanto, a ordem entre os maiores consumidores se inverte. Por outro lado, os estados do Maranhão e Piauí apresentaram as menores médias de consumo *per capita*, bem como os menores níveis tanto em 1970 quanto em 2008.

Além disso, a Tabela 1 ainda reporta as taxas de crescimento do consumo de energia elétrica por Estados, considerando os períodos de 1980-1970, 1990-1980, 2000-1990 e 2008-2000. Note que, as maiores taxas são obtidas durante a década de 1970, seguidas pelos anos das décadas de 1980 e 1990. Enquanto que na primeira década do século XXI, as taxas de crescimento são bem inferiores às décadas anteriores e, ainda, em alguns Estados como Minas Gerais, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, e Rio de Janeiro houve decréscimo no consumo de energia de energia elétrica residencial, o que pode ser explicado pelo racionamento do consumo de energia ao longo dos anos de 2001 e 2002.

A partir da análise descritiva, dos *rankings* e das taxas crescimento, optou-se por fazer uma análise gráfica com base nas hipóteses de  $\sigma$  e  $\beta$  – convergência, Gráficos 2 e 3. Para testar a hipótese da  $\sigma$  – convergência a partir dos dados é preciso analisar o comportamento de uma medida da variabilidade do conjunto de dados invariável a média. Uma boa métrica neste sentido é aferida a partir da razão entre o desvio padrão e a média aritmética, ou seja, o coeficiente de variação,  $CV = s/\bar{x}$ .

Ao observar o CV do consumo de energia elétrica residencial, no Gráfico 2, constata-se que a partir de 1971 a dispersão do consumo de energia elétrica vem diminuindo ao longo do tempo. Isto já havia sido reportado por Ferreira Neto (2015) e tal fato corrobora com a hipótese de  $\sigma$  – convergência.

Tabela1

## Estatísticas descritivas dos dados

| ESTADOS     | MÉDIA  | DESVIO-PADRÃO | MÍNIMO | MÁXIMO |
|-------------|--------|---------------|--------|--------|
| AC+RR+RO+AM | 0.2196 | 0.1143        | 0.0428 | 0.3755 |
| AL          | 0.1436 | 0.0769        | 0.0265 | 0.2587 |
| AP + PA     | 0.1603 | 0.0831        | 0.0400 | 0.3029 |
| BA          | 0.1496 | 0.0805        | 0.0328 | 0.3289 |
| CE          | 0.1477 | 0.0896        | 0.0255 | 0.3087 |
| ES          | 0.2765 | 0.1536        | 0.0437 | 0.4993 |
| GO+TO       | 0.2391 | 0.1450        | 0.0147 | 0.4501 |
| MA          | 0.0998 | 0.0688        | 0.0065 | 0.2325 |
| MG          | 0.2571 | 0.1300        | 0.0648 | 0.4508 |
| MS+MT       | 0.2706 | 0.1658        | 0.0278 | 0.4885 |
| PB          | 0.1383 | 0.0868        | 0.0237 | 0.2859 |
| PE          | 0.1993 | 0.1024        | 0.0548 | 0.3671 |
| PI          | 0.1180 | 0.0787        | 0.0098 | 0.2437 |
| PR          | 0.2806 | 0.1612        | 0.0476 | 0.5160 |
| RJ          | 0.5128 | 0.1693        | 0.2119 | 0.7867 |
| RN          | 0.1703 | 0.1136        | 0.0231 | 0.3856 |
| RS          | 0.3297 | 0.1700        | 0.0752 | 0.5650 |
| SC          | 0.3286 | 0.2029        | 0.0540 | 0.6417 |
| SE          | 0.1757 | 0.0969        | 0.0315 | 0.3257 |
| SP          | 0.4958 | 0.1813        | 0.1943 | 0.7633 |

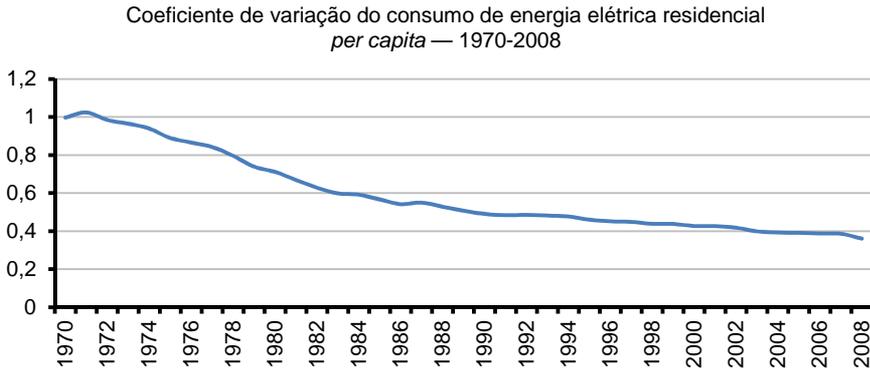
| ESTADOS     | RANKING |      | TAXAS DE CRESCIMENTO |              |              |              |
|-------------|---------|------|----------------------|--------------|--------------|--------------|
|             | 1970    | 2008 | 1980<br>1970         | 1990<br>1980 | 2000<br>1990 | 2008<br>2000 |
| AC+RR+RO+AM | 10      | 11   | 1,78                 | 1,24         | 0,32         | 0,07         |
| AL          | 14      | 18   | 1,77                 | 1,50         | 0,29         | 0,10         |
| AP + PA     | 11      | 16   | 1,22                 | 1,00         | 0,54         | 0,11         |
| BA          | 12      | 13   | 1,55                 | 0,92         | 0,60         | 0,29         |
| CE          | 15      | 15   | 1,83                 | 1,05         | 0,81         | 0,16         |
| ES          | 9       | 6    | 2,45                 | 1,05         | 0,54         | 0,02         |
| GO+TO       | 18      | 8    | 6,71                 | 1,31         | 0,63         | 0,05         |
| MA          | 20      | 20   | 4,85                 | 1,95         | 0,49         | 0,39         |
| MG          | 5       | 9    | 1,25                 | 0,93         | 0,60         | -0,14        |
| MS+MT       | 4       | 7    | 0,78                 | 1,68         | 0,57         | -0,03        |
| PB          | 16      | 17   | 1,67                 | 1,16         | 0,79         | 0,14         |
| PE          | 6       | 12   | 1,08                 | 0,81         | 0,61         | 0,11         |
| PI          | 19      | 19   | 4,09                 | 1,52         | 0,78         | 0,09         |
| PR          | 8       | 5    | 1,88                 | 1,20         | 0,59         | 0,07         |
| RJ          | 1       | 2    | 0,89                 | 0,43         | 0,34         | -0,12        |
| RN          | 17      | 10   | 2,28                 | 1,18         | 0,90         | 0,22         |
| RS          | 3       | 4    | 1,40                 | 1,03         | 0,47         | 0,05         |
| SC          | 7       | 3    | 1,67                 | 1,37         | 0,63         | 0,14         |
| SE          | 13      | 14   | 1,93                 | 1,14         | 0,47         | 0,12         |
| SP          | 2       | 1    | 0,86                 | 0,48         | 0,39         | 0,03         |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Ministério de Minas.  
Energia (BRASIL, 2009).

Para se investigar se o hiato entre o consumo de energia residencial *per capita* está aumentando ou diminuindo, pode-se fazer uso do conceito de  $\beta$  – convergência. O Gráfico 3 reporta a relação entre as taxas de cres-

cimento e o consumo dos estados em 1970. Observa-se que os Estados com os menores níveis iniciais de consumo de energia elétrica foram os que apresentaram as maiores taxas de crescimento durante o período de 1970 a 2008. Sendo assim, pode-se inferir que o consumo de energia elétrica residencial *per capita* apresenta  $\beta$  – convergência.

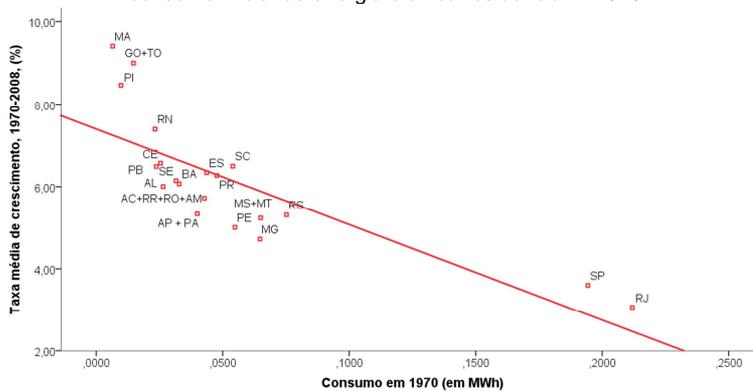
Gráfico 2



NOTA: Elaborado pelos autores.

Gráfico 3

Beta-convergência e taxa de crescimento de 2008 em relação a 1970 *vis-à-vis* consumo inicial de energia elétrica residencial — 1970



NOTA: Elaborado pelos autores.

Diante destes resultados, pode-se dizer que o consumo de energia *per capita* dos estados ao longo do tempo vem aumentando a taxas cada vez menores,  $\beta$  – convergência, e que a dispersão *cross-section* deste consu-

mo vem diminuindo ao longo do tempo, ou seja, vem apresentando padrão de  $\sigma$  – convergência.

Ambos os casos dão suporte para a hipótese de que a maioria dos estados com baixo nível de consumo tende a alcançar os estados com maior nível de consumo. Sendo assim, estes resultados fornecem evidências de aumento na demanda por energia elétrica residencial e, por conseguinte, requer maior planejamento do setor em termos de geração e transmissão a fim evitar um excesso de demanda. Em outras palavras, é preciso dirimir a chance de um novo racionamento e, para isto, é preciso aumentar a oferta de energia elétrica.

Entretanto, a análise gráfica é subjetiva e serve apenas como um indicativo da questão analisada. Além disso, como salientado anteriormente, esta convergência pode ser não linear, ou seja, em regimes distintos pode haver espaço para a convergência ser absoluta e/ou condicional. A metodologia não linear, proposta por Beyear e Camacho (2008), propicia uma análise destes dois tipos de convergência, tendo a vantagem de não requerer variáveis explicativas para o condicionamento das posições de *steady-state* individuais.

## 4.2 Análise econométrica

Para testar a hipótese de convergência considerando a possibilidade de não linearidades nesse processo, o primeiro passo nesse trabalho consistiu em testar a hipótese do uso do modelo linear nos moldes de Evans e Karras (1996) contra a hipótese de um modelo com um efeito limiar para dois regimes,<sup>9</sup> que é o modelo proposto por Beyear e Camacho (2008). Os resultados são reportados nas Tabelas 2 a 4.

Inicialmente, analisam-se os resultados do modelo linear de Evans e Karras (1996), expostos na Tabela 2, o qual sugere convergência absoluta do consumo de energia elétrica residencial *per capita*, uma vez que não se rejeita a hipótese nula ( $H_0 : \delta_i = 0, \forall i$ ) ao nível de 5% de significância. Contudo, é necessário indagar se a especificação linear de Evans e Karras (1996) é a que melhor se acomoda aos dados.

---

<sup>9</sup> Seria interessante do ponto de vista econométrico poder testar a possibilidade de mais regimes, ou seja, de testar se existe mais de um efeito limiar. Entretanto, essa não é uma tarefa não usual. Note que o teste em análise assemelha-se ao teste de raiz unitária para dados em painel e que os trabalhos publicados nesta linha se concentram na existência de um valor limiar. Em termos econômicos a representação com dois regimes também é usual como, por exemplo, a existência de dois ciclos econômicos, recessão e expansão.

Tabela 2

## Resultados do modelo Linear

| Divergência versus Convergência | Convergência Absoluta versus Condicional |
|---------------------------------|--|
| 0,0000                          | 0,8300                                   |
| (Convergência)                  | (Convergência Absoluta)                  |

NOTA: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Conforme discutido, Beyeaert e Camacho (2008) introduziram a possibilidade de um efeito threshold no modelo e, se tal efeito for crível, então passam a existir diferentes posições de estado estacionário, cada qual associada a um regime. Aqui, seguiu-se o trabalho original e definiu-se com variável *threshold*  $z_{i,t} = g_{m,t} - g_{m,t-d}$ , onde  $m \in N$  e  $0 < d \leq p$  são determinados endogenamente; ou seja, os regimes são definidos de acordo com o diferencial entre a taxa de crescimento do consumo de energia elétrica residencial per capita de um determinado estado  $m$  e a taxa de crescimento média dessa variável das demais economias entre  $t$  e  $t-d$ . Também se fixou  $p = 3$ , conforme sugestão de Beyeaert e Camacho (2008), e estimou o modelo levando em consideração uma porcentagem mínima, 20% das unidades cross-section em cada regime.

Em relação aos testes de especificação, observa-se que tanto os p-valores gerados a partir do modelo irrestrito quanto os do restrito sugerem a rejeição da hipótese nula, isto é, rejeita-se a hipótese de que o modelo linear explica melhor a dinâmica dos dados.<sup>10</sup> Deste modo, torna-se sensato concentrar a análise no modelo não linear, isto é, com dois regimes.

Os resultados do Modelo TAR, reportados na Tabela 3, sugerem o Estado de Alagoas como o estado de transição e que se tem uma ordem de defasagem igual a três, ou seja, a variável threshold que se ajusta melhor aos dados é  $z_{i,t} = g_{AL,t} - g_{AL,t-3}$ . O parâmetro threshold foi estimado em  $\hat{\lambda} = 0,04$ , enquanto que 73,53% das informações da amostra repousam sobre o primeiro regime (ou seja,  $z_{i,t} < \hat{\lambda}$ ).

<sup>10</sup> Conforme discutido na seção 2 o teste de linearidade a partir do modelo irrestrito parte da hipótese de que não há uma raiz unitária presente no processo gerador de dados (PGD), isto é,  $\rho_i \neq 0$ , enquanto que o teste a partir do modelo restrito parte da hipótese de que há uma raiz unitária no PGD.

Tabela 3

Resultados do modelo TAR

| Testes de Linearidade |          | Estado de transição | D   | $\lambda$ | % de observações no Regime I |
|-----------------------|----------|---------------------|-----|-----------|------------------------------|
| Irrestrito            | Restrito |                     |     |           |                              |
| 0,0080                | 0,0120   | Alagoas             | 3,0 | 0,04      | 73,53                        |

NOTA: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Em relação aos testes de convergência, pode-se inferir que tanto no Regime I quanto no Regime II existe convergência do consumo de energia elétrica residencial *per capita*, pois o *p*-valor gerado por *bootstrap* sugere a rejeição da hipótese nula de divergência para ambos os casos. Beyear e Camacho (2008) argumentam que, quando isto ocorre, tem-se uma espécie de **convergência plena**.

Resta saber qual o tipo de convergência é procedente em cada um dos regimes. Como os *p*-valores dos testes indicam que a hipótese nula de convergência absoluta não deve ser rejeitada (nem individualmente nem conjuntamente para os regimes), então, conclui-se que o processo de convergência identificado não é condicional, ou seja, todos os estados pertencentes ao grupo parecem convergir para uma mesma posição de estado estacionário.

Tabela 4

Resultados dos testes de convergência

| Divergência versus Convergência |           |        | Convergência Absoluta versus Condicional |           |        |
|---------------------------------|-----------|--------|--|-----------|--------|
| Regime I                        | Regime II | Ambos  | Regime I                                 | Regime II | Ambos  |
| 0,0000                          | 0,0000    | 0,0000 | 0,2470                                   | 0,5950    | 0,3330 |
| Convergência                    |           |        | Convergência Absoluta                    |           |        |

NOTA: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Em síntese, pode-se dizer que o consumo de energia elétrica residencial *per capitados* Estados brasileiros está convergindo de forma absoluta, e este resultado foi obtido tanto no modelo linear como também pelo modelo não linear. Isso significa que no longo prazo os estados que apresentaram menor consumo de energia elétrica *per capita* tendem a alcançar o nível de consumo dos estados que apresentaram maiores níveis iniciais dessa variável.

E, mais do que isso, pode-se dizer que há evidências de um possível processo de convergência no bem-estar das famílias entre os Estados brasileiros. Vários estudos utilizam essa variável como uma medida de bem estar, uma vez que ela reflete a disponibilidade e o uso de eletrodomésticos e o acesso de outras facilidades e serviços pelas mesmas.

Por outro lado, os resultados empíricos aqui reportados destoam dos apresentados pela literatura que analisa a renda *per capita* como Azzoni (1997), Andrade *et al.* (2004), Gondim, Barreto e Carvalho (2007), Coelho e Figueiredo (2007), Penna e Linhares (2009), Penna *et al.* (2013), dentre outros. Esses estudos revelam um consenso de que há a formação de clubes de convergência para os PIBs (rendas *per capita*s) estaduais. No primeiro clube de convergência de renda, os estados participantes detêm níveis de renda mais elevados, sendo formado, principalmente, pelos estados do Centro-Oeste, Sul e Sudeste; enquanto, o segundo clube é formado por estados que apresentam níveis de renda mais baixa, representado basicamente pelos estados das regiões Norte e Nordeste.

Neste sentido, Gondim, Barreto e Carvalho (2007), Penna e Linhares (2009) e Penna *et al.* (2013) constatam que existem uma segregação regional entre estados do Sul e Centro-Oeste e estados do Norte e Nordeste. Aqui, ao se utilizar o consumo de energia elétrica como *proxy* de bem-estar, esse resultado não se mantém.<sup>11</sup>

O estudo aqui conduzido revela que, de uma maneira geral, o consumo de energia elétrica residencial dos Estados brasileiros está convergindo de forma absoluta, e que o modelo não linear não é capaz de explicar a dinâmica dos dados tão bem quanto o modelo TAR.

Em decorrência dessa convergência, deve-se atentar para a necessidade de expansão do parque energético brasileiro, pois segundo Perobelli, Mattos e Faria (2007) a escassez de energia elétrica pode afetar o investimento agregado real da economia, uma vez que diante das incertezas sobre a oferta de energia, diversas decisões de investimento tendem a ser suspensas ou adiadas, comprometendo o crescimento econômico.

Irfi *et al.* (2009) seguem esta linha argumentativa ao evidenciar que um dos problemas mais evidentes no setor elétrico, a partir do cenário pós-acionamento, é o descompasso entre a expansão da oferta e as previsões de demanda de médio e longo prazo. Sendo assim, é preciso ajustar a oferta à necessidade do mercado, a fim de quantificar melhor a trajetória de expansão da demanda. Com efeito, a evidência empírica de convergência do consumo de energia elétrica residencial *per capita* permite argumentar que a médio/longo prazo a atividade econômica pode vir a ser comprometida, haja vista que energia elétrica é um insumo básico em todos os segmentos da economia.

Por fim, o resultado aqui apresentado serve como fonte de informação para que os gestores tenham subsídios para fazerem o planejamento do

---

<sup>11</sup> Na tentativa de verificar a formação de clubes de convergência aplicou-se a metodologia desenvolvida por Phillips e Sul (2007). No entanto, os resultados evidenciam a formação de um único clube de convergência.

setor elétrico. Ressaltando que é preciso expandir tanto a rede física (linhas de transmissão e distribuição) quanto à geração de energia elétrica, sejam por meio de centrais hidrelétricas, parques eólicos ou solares.<sup>12</sup> Uma vez que a demanda aumenta de forma mais rápida do que a oferta, o resultado ora apresentado reforça a necessidade de um planejamento energético para o país, planejamento este que encerre a possibilidade de um novo racionamento de energia como o que ocorreu em 2001/2002.

## 5 Considerações finais

O presente estudo encontra evidências empíricas em favor de um processo de convergência absoluta no consumo de energia elétrica residencial dos Estados brasileiros. Este resultado indica que o diferencial entre o consumo de energia elétrica *per capita* entre essas unidades federativas tende a reduzir. Nesse processo, o consumo de energia elétrica nos Estados com menor demanda tende a crescer alcançado os níveis dos Estados com maior consumo.

Portanto, a convergência absoluta do consumo de energia elétrica residencial *per capita* entre os estados brasileiros, sugere que é necessário expandir a oferta de energia por meio da geração entre centrais hidrelétricas, parques eólicos e/ou solares, bem como das linhas de transmissão (para interligar todo o mercado brasileiro) e na distribuição. Isto pode evitar um descompasso entre oferta e demanda por energia elétrica, haja vista a demanda aumenta de forma mais rápida do que a oferta.

Uma questão adicional surge com a possibilidade de que aumentos no consumo elétrico *per capita* das famílias estejam correlacionados com aumentos na renda *per capita*, a qual tende a elevar a demanda por eletrodomésticos e bens eletrônicos, intensivos no consumo de energia elétrica. Dessa forma, a convergência de consumo de energia elétrica residencial *per capita* pode representar uma convergência de bem-estar da família brasileira.

Entretanto, vários estudos sobre o processo de crescimento do PIB *per capita* no Brasil apontam para uma possível formação de clubes de convergência. Quais fatores podem explicar essa divergência de resultados? Estudos futuros podem contribuir para essa questão por meio de uma análise empírica que explique a relação consumo de energia elétrica e crescimento da atividade econômica. Os quais podem verificar, entre outros aspectos, se

---

<sup>12</sup> Não se recomenda a construção de termoeletricas em função do potencial brasileiro de geração hidrelétrica, eólica e solar. Além disso, é bom ressaltar que estas fontes são menos intensivas em emissão de poluentes como aquela.

existe uma relação entre maior nível de renda e a capacidade de adotar tecnologias que reduzam marginalmente o consumo de energia residencial a partir da aquisição de bens com maior eficiência energética e, ainda, a instalação de fontes próprias de energias renováveis como painéis (e aquecedores) solares.

## Referências

ANDRADE, E. *et al.* Convergence clubs among brazilian municipalities. **Economics Letters**, [S.l.], v. 83, n. 2, p. 179-184, 2004.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 31, 1970. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 32, 1971. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 33, 1972. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 34, 1973. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 35, 1974. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 36, 1975. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v. 37, 1976. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=720>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais. **Estudos Econômicos**, [São Paulo], v. 27, n. 3, p. 341-393, 1997.

BARDELIN, C. E. A. **Os efeitos do racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001 e 2002 com ênfase no consumo de energia elétrica**. 2004. 112 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

BEYAERT, A. Output convergence: the case of current and forthcoming members of the European Union. In: JONES, B. R. (Ed.). **Europe at the crossroads**. New York: Nova Science Publishers, 2008. p. 103-124.

BEYAERT, A.; CAMACHO, M. TAR Painel Unit Root Tests and Real Convergence. **Review of Development Economics**, [Medford, MA], v. 12, n. 3, p. 668-681, 2008.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia (MME). **Balço Energético Nacional**: consumo de energia elétrica residencial. 2009. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, G. N. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1989**. [Cambridge, MA]: MIT Press, 1989. p. 185-246.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 3, p. 331–352, 2007.

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

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA (Brasil) (EPE). **Balço energético nacional 2008**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <<http://ben.epe.gov.br/>>. Acesso em: 3 jun. 2014.

EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 37, n. 2-3, p. 249-265, 1996.

FERREIRA NETO, A. B. Convergência de renda e convergência de consumo de energia elétrica: uma análise comparativa. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Juiz de Fora, v. 8, n. 2, p. 123-138, 2015.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.

HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, New York, v. 68, n. 3, p. 575-604, 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (Brasil) (IPEA). **IPEADATA**. 2014. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 3 jun. 2014.

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

JAUNKY, V. C. Divergence in per capita electric power consumption: an African perspective. **Applied Econometrics and International Development**, [S.l.], v. 8, n. 2, p. 137-150, 2008.

JAUNKY, V. C. Income elasticities of electric power consumption: evidence from african countries. **Regional and Sectoral Economic Studies**, [S.l.], v. 7, n. 2, p. 25-50, 2007.

LEVIN, A.; LIN, C. F. **Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties**. San Diego: University of California at San Diego, 1993. (Discussion Paper, 92-23).

LEVIN, A.; LIN, C. F. **Unit root tests in panel data: new results**. San Diego: University of California at San Diego, 1993a. (Working Paper, 93-56).

MATTOS, R. S. *et al.* **Distribuição e desigualdade espaciais do consumo residencial de eletricidade: uma análise do período 1989-2005 com medidas de informação**. Juiz de Fora: Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. (Texto para Discussão, 001/2009).

MULDER, P.; GROOT, H. L. F. Sectoral Energy- and Labour-Productivity Convergence. **Environmental and Resource Economics**, [S.l.], v. 36, n. 1, p. 85-112, 2007.

PENNA, C. M. *et al.* Análise das disparidades de bem-estar entre os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 51-78, 2013.

PENNA, C.; LINHARES, F. C. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 4, p. 781-796, 2009.

PENNA, C.; LINHARES, F. Há controvérsia entre análises de beta e sigma-convergência no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 1, p. 121-145, 2013.

PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. Interações energéticas entre o Estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 11, n. 1, p. 113-130, 2007.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, New York, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007.

RANIS, G. **Human development and economic growth**. New Haven: Center Yale University, 2004. (Center Discussion Paper, n. 887).

ROBINSON, T. The convergence of electricity prices in Europe. **Applied Economics Letters**, London, v. 14, n. 7, p. 473-476, 2007.

SEN, A. Informational bases of alternative welfare approaches: aggregation and income distribution. **Journal of Public Economics**, Amsterdam, v. 3, n. 4, p. 387-403, 1974.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JUNIOR, H. H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 1, p. 137-178, 2006.

SLESNICK, D. T. **Consumption and Social Welfare**: living standards and their distribution in the United States. New York: Cambridge University Press, 2001.

THORBECKE, E. Economic development, equality, income distribution, and ethics. In: PINSTRUP-ANDERSEN, P.; SANDØE, P. (Ed.). **Ethics, Hunger and Globalization**. [S.l.]: Springer, 2007. (The International Library of Environmental, Agricultural and Food Ethics, n. 12). p. 165-179.

