



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 08, n. 2, pp. 123-138, 2014

<http://www.revistaaber.org.br>

CONVERGÊNCIA DE RENDA E CONVERGÊNCIA DE CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA

Amir Borges Ferreira Neto

Regional Research Institute
Department of Economics
West Virginia University
E-mail: amneto@mix.wvu.edu

RESUMO: O objetivo deste artigo é testar a hipótese de convergência de renda no Brasil, comparando as variáveis de consumo de energia elétrica residencial e de PIB *per capita*. Para tanto, foram feitas análises de convergência absoluta e condicional utilizando dados entre 1990 a 2008 para os estados brasileiros. Os principais resultados apontam para a existência de σ -convergência para a análise do consumo de energia elétrica residencial, e para a não existência de β -convergência para ambas as variáveis nos modelos propostos, tanto absoluto quanto condicional.

Palavras-Chave: Convergência; Energia; Renda; Brasil.

Classificação JEL: C23, I31.

ABSTRACT: The objective of this paper is to test the income convergence hypothesis in Brazil comparing the residential consumption of electricity and GDP *per capita*. We performed both absolute and conditional convergence analysis with data from 1990 to 2008, for Brazilian. The main results points to the existence of σ -convergence for the residential consumption of electricity, and to the non β -convergence on both variables and both models, absolute and conditional

Keywords: Convergence; Energy; Wealth; Brazil.

JEL Code: C23, I31.

1. Introdução

A questão do crescimento econômico sempre foi de interesse dos economistas. O modelo neoclássico desenvolvido por Solow (1956) implicava na existência da hipótese de convergência de renda, e esta hipótese foi retomada no trabalho pioneiro de Baumol (1986). Seguindo este trabalho, uma grande discussão quanto à existência da hipótese de convergência de renda foi iniciada, principalmente de forma empírica, como por exemplo Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw *et al.* (1992). Esta literatura se desenvolveu nas décadas de 1990 e 2000, e mais recentemente, o controle da dependência espacial vem sendo incorporado nos modelos que testam a hipótese de convergência.

A maioria dos trabalhos de convergência utiliza a variável de renda disponível ou o PIB *per capita* como medida de riqueza das regiões ou países. Entretanto, uma medida alternativa poderia ser o consumo de energia elétrica residencial, principalmente se o foco da discussão é o bem-estar, como por exemplo Mazza e Villaverde (2008). Quando famílias aumentam seu consumo de energia, uma hipótese plausível é que estão aumentando seu conforto e padrão de vida, já que aumento no uso de eletrodomésticos e eletrônicos leva ao crescimento do uso de energia.

É importante ressaltar entretanto, que países desenvolvidos terão eletrodomésticos mais eficientes em termos de uso de energia, porém quanto apesar de não haver uma relação linear entre eletrodomésticos e consumo de energia, pode-se esperar que mais bens-duráveis, maior o consumo de energia, principalmente numa escala macroeconômica. Outro argumento favorável ao uso da variável de energia elétrica para análise de convergência são os diversos trabalhos (Kraft e Kraft (1978), Asafu-Adjaye (2000), Schmidt e Lima (2004), Glasure e Lee (1997), Stern (2000), Soytaş e Sari (2003), Oh e Lee (2004a, 2004b)) que relacionam renda e energia como altamente correlacionados.

Esse trabalho tem por objetivo, através de análises de convergência para os estados brasileiros, comparar as variáveis de consumo de energia elétrica residencial e de PIB *per capita*, ou seja, testar a hipótese de convergência de bem-estar no Brasil. Para tanto serão utilizados dados de consumo de energia elétrica residencial e PIB *per capita* no período de 1990 a 2008, disponibilizados pelo Balanço Energético Nacional e pelo IPEADATA. Os principais resultados apontam para a existência de σ -convergência para a análise do consumo de energia elétrica residencial, e para a não convergência do tipo β para ambas variáveis, nos dois modelos analisados, absoluto e condicional.

Além desta introdução o trabalho se divide em mais cinco partes. Na segunda é feita uma revisão de literatura sobre os modelos de convergência testados, e sobre a questão da renda como medida de bem-estar. Na terceira parte são apresentados os dados com uma breve análise exploratória. Na quarta, discutem-se as técnicas a serem utilizadas, não-espaciais e espaciais. Na quinta parte os resultados são apresentados separadamente, primeiro para o modelo de convergência absoluto e depois para o modelo de convergência condicional. Por fim são feitas as considerações finais.

2. Revisão de literatura

Nesta seção será feita uma breve revisão da literatura sobre convergência (absoluta, condicional e sigma) em geral, algumas aplicações para o Brasil, e aplicações com o uso de técnicas espaciais. Também serão apresentados alguns trabalhos que discutem a questão da renda *per capita* como uma boa medida de bem-estar.

2.1. Análise de Convergência

O trabalho pioneiro de Baumol (1986) retomou o interesse dos economistas pela questão da convergência regional, seja ela em relação à renda, bem-estar, ou desigualdade, por exemplo. Seguindo modelo neoclássico de crescimento proposto por Solow (1956), Barro e Sala-i-Martin (1992) apresentam um modelo de convergência de renda absoluta, que busca captar o efeito *catch-up*, ou seja, economias menos desenvolvidas cresceriam a um ritmo maior, e todos os países

convergiriam para um mesmo estado estacionário. Essa abordagem é facilmente testada empiricamente, através do modelo abaixo:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

em que $\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right)$ representa o logaritmo natural da taxa de crescimento da renda, $\ln(y_{i,t})$ representa o logaritmo natural da renda no período t da região i , α e β são parâmetros a serem estimados e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro aleatório. Para haver convergência o sinal de β deve ser negativo.

Devido às hipóteses muito fortes do modelo de convergência absoluta, Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw *et al.* (1992) testam a hipótese da convergência condicional. Neste caso, não haveria apenas um estado estacionário, mas cada região o seu próprio. Assim, seguindo a equação (1), o modelo empírico testado passa a ser:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + X_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

em que $X_{i,t}$ é a matriz de variáveis de controle. Da mesma forma para haver convergência o sinal do coeficiente β deve ser negativo.

Quanto à sigma convergência, sua análise se dá através da avaliação do desvio-padrão entre as regiões, portanto pode ser considerada um conceito mais simples. Havendo uma diminuição desse desvio-padrão no tempo, assume-se que está então ocorrendo convergência entre as regiões estudadas.

Uma questão mais recente ao estudo de convergência é a incorporação dos efeitos espaciais. O desenvolvimento da teoria e dos métodos econométricos espaciais colaborou para a expansão desses estudos. Rey e Janikas (2005) discutem a questão da convergência, envolvendo a problemática espacial para o caso da desigualdade. Como apontado pelos autores e por Ramajo *et al.* (2008), há diversos trabalhos que fazem uma grande revisão da literatura internacional sobre estudos empíricos sobre o tema.

Ribeiro (2010) apresenta uma grande revisão de literatura sobre a questão da convergência focando o caso brasileiro. Alguns trabalhos que podem ser destacados são os de Ferreira e Ellery Jr. (1996) que é um dos primeiros trabalhos nesse sentido. Os autores fazem análise para os estados entre 1970-1990 e encontram sinais de convergência β e σ .

Azzoni *et al.* (2000) busca prover evidências sobre a questão de convergência e desigualdade comparando duas correntes teóricas. Os resultados apontam para o papel importante desempenhado pelos investimentos públicos para redução da desigualdade entre as regiões. Azzoni (2001) analisa a questão de convergência de renda focando no debate de desigualdade. O autor faz a análise entre 1939 a 1995 e os principais resultados apontam para presença de convergência de renda entre as regiões brasileiras.

Coelho e Figueiredo (2007) buscam determinar qual a melhor hipótese de convergência para descrever a dinâmica da renda dos municípios no Brasil entre 1970 e 2000. Como resultado encontram evidências de que a convergência de clubes seria a melhor das hipóteses para o caso brasileiro. Lima *et al.* (2010) faz análise de convergência entre os estados, brasileiros no período de 1946 a 2006. Os resultados principais apontam para dúvidas sobre a hipótese de convergência testada.

Perobelli *et al.* (2006) por sua vez já apresenta análise de convergência entre as microrregiões mineiras incorporando a análise espacial. Os principais resultados apontam para divergência de renda entre 1975 e 2003, e convergência entre 1996 e 2003. Ribeiro *et al.* (2013) discutem a questão de convergência de renda, considerando também o impacto dos transbordamentos de P&D. Os

resultados principais vão ao encontro de estudos prévios, ou seja, há evidências de convergência de renda entre os estados brasileiros.

Por fim, Ribeiro (2010) analisa a questão de convergência de renda entre áreas mínimas comparáveis (AMC) para o período entre 2000 e 2005, utilizando regressões ponderadas geograficamente fazendo adaptações para o uso de econometria espacial. Os resultados apontam para convergência entre municípios e AMC.

Alguns trabalhos internacionais que podem ser destacados que utilizam as técnicas de econometria espacial para análise de convergência são os de López-Bazo *et al.* (1998), Paas e Schlitte (2006), Wei e Ye (2009), Pfaffermayr (2009), Ramajo *et al.* (2008).

2.2. Renda como medida de bem-estar

Campbell e Mankiw (1989) utilizam a série de PIB *per capita* para substituir a renda para o caso de alguns países, porém eles argumentam que essa medida pode ser imperfeita, dada a correlação entre PIB *per capita* e renda pessoal disponível, de 55% para os Estados Unidos.

Ranis (2004) afirma que renda é uma medida imperfeita para a riqueza e para o estudo crescimento econômico, geralmente medido pelo PIB *per capita*. O autor faz uma grande revisão da literatura comparando o impacto bi-causal entre crescimento econômico e desenvolvimento humano. Thorbecke (2007) também argumenta contra a utilização da renda como medida de consumo, ou seja, de bem-estar. Slesnick (2001), por sua vez, aponta para a definição de Friedman (1957) da hipótese de renda permanente para explicação do consumo, justificando o uso da renda como medida de bem-estar.

Como se pode notar então, existe um debate acerca da renda como a melhor medida bem-estar das famílias. Assim, a utilização da variável de consumo de energia elétrica residencial pode melhor representar o padrão de consumo e, possivelmente, de bem-estar da sociedade de uma região. O aumento do uso de energia elétrica residencial pode representar o maior padrão de consumo nas residências, principalmente de bens que provém comodidade, ou seja, conforto.

3. Análise descritiva dos dados

Nesta seção são apresentadas estatísticas descritivas espaciais para os dados de renda e energia utilizados no trabalho, e em seguida a análise de σ -convergência.

3.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais

Algumas das principais estatísticas espaciais são o I de Moran Global e as estatísticas LISA (*Local Indicators of Spatial Association*). O I de Moran é uma medida global que aponta a tendência de agrupamento dos dados, e pode ser definido como:

$$I_t = \frac{n}{s_0} * \frac{z'_t W z_t}{z'_t z_t} \quad (3)$$

em que n é o número de observações, z_t é o vetor dos desvios em relação à média, W é a matriz de pesos espaciais, S_0 a soma de todos os elementos da matriz W (LE GALLO e ERTUR, 2003; GONÇALVES, 2007; PEROBELLI *et al.*, 2007).

LISAs são quaisquer estatísticas que satisfaçam a dois critérios: i) trazer para cada observação, indicação de agrupamento espacial significativa de valores similares ao redor dessa observação; ii) a soma dos LISAs para todas as observações é proporcional ao indicador global de associação espacial (ANSELIN, 1995). Segundo o autor elas podem ser definidas como $I_i = z_i * \sum_j w_{ij} z_j$, em que I_i é o I de Moran Local, z_i e z_j são os desvios em relação à média, w_{ij} são os elementos da matriz de pesos

espaciais, podendo ou não estar padronizados na linha, e os subscritos i e j correspondentes respectivamente à região de análise e aos seus vizinhos.

A matriz W de vizinhos pode ser definida de diferentes maneiras, nesse trabalho será utilizada a construção a partir de k vizinhos mais próximos, logo:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0 \text{ se } i = j \\ w_{ij}(k) = 1 \text{ se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(k) = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases}$$

A Análise Exploratória de Dados Espaciais foi concentrada no primeiro e último ano da série para saber se o padrão espacial se alterou ao longo do tempo. A Tabela 1 evidencia os valores do I de Moran do logaritmo de cada uma das variáveis de interesse para o primeiro e o último ano da amostra. Nota-se em ambos os casos, que a no início da análise havia uma maior dependência espacial, sendo que o PIB *per capita* (PIBP) apresenta maior dependência espacial que o consumo residencial de eletricidade *per capita* (CEP). Além disso, cabe ressaltar que para as análises de cluster foi utilizada a matriz espacial de $k=1$ vizinho, menos para a análise do CEP em 1990, na qual foi utilizada a matriz de $k=2$ vizinhos.

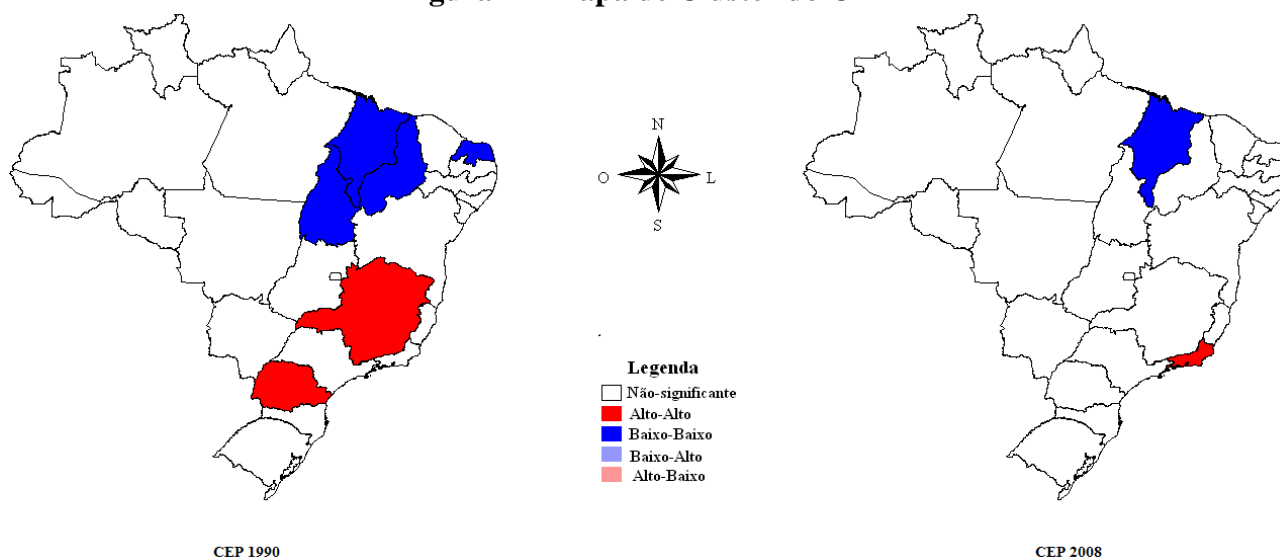
Tabela 1 – I de Moran

Variável	Ano	Matriz W	I de Moran	Significância
CEP	1990	2	0,6102	0,000
	2008	1	0,5950	0,008
PIBP	1990	1	0,7986	0,000
	2008	1	0,6684	0,003

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados.

A Figura 1 mostra o mapa de *clusters* para a variável de consumo de energia *per capita*. O padrão espacial entre 1990 e 2008 muda, como é possível observar, porém é importante ressaltar existência da dependência espacial permanece, como destacado acima. No primeiro ano nota-se dois *clusters* Alto-Alto (AA) (alto valores de CEP rodeados com estados com altos valores) e dois Baixo-Baixo (BB).

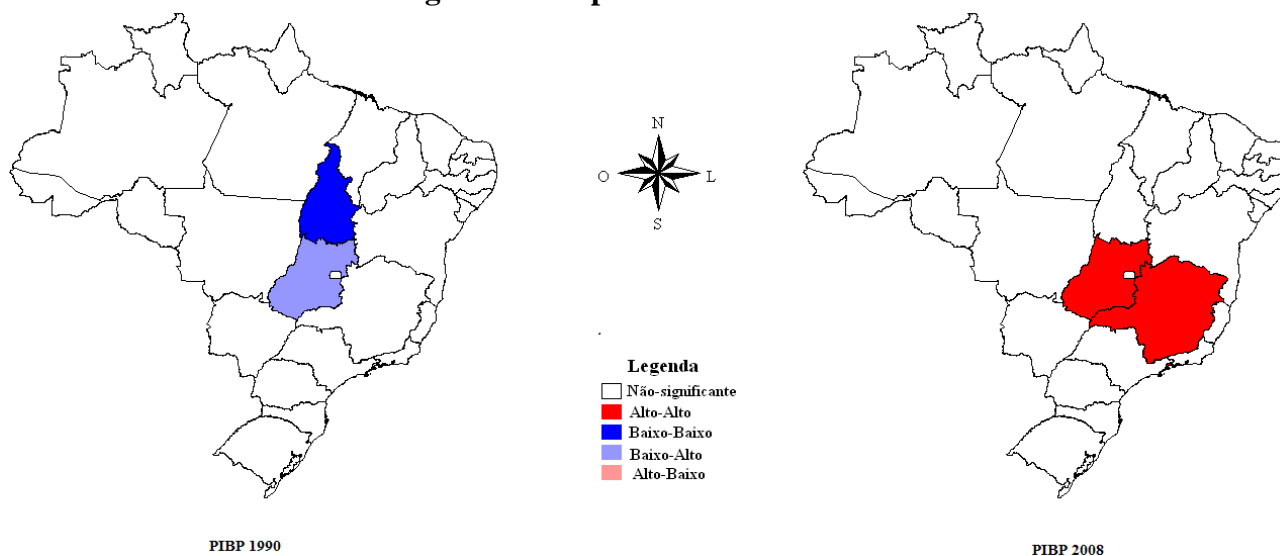
Figura 1 – Mapa de Cluster do CEP



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

A Figura 2 traz o mapa de *cluster* para o PIBP, e novamente pode-se ressaltar a mudança nas características da dependência espacial. Em 1990 havia um *cluster* Alto-Baixo e um Baixo-Baixo, notando que Tocantins havia acabado de surgir, enquanto em 2008 há um *cluster* Alto-Alto formado por Minas Gerais e Goiás, sendo este último o *cluster* Alto-Baixo em 1990.

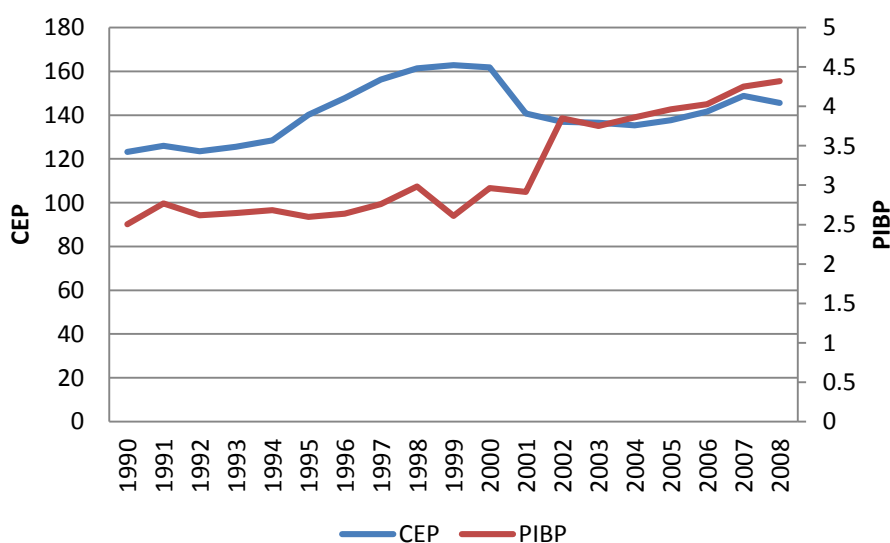
Figura 2 – Mapa de Cluster do PIBP



3.3. σ -convergência

De acordo com Ramajo *et al.* (2008) a análise de σ -convergência se dá através da análise do desvio-padrão entre as *cross-sections*: se a tendência for decrescente pode-se afirmar que está havendo convergência. A Figura 3 apresenta os desvios-padrões no tempo para o consumo de energia elétrica *per capita* e do PIB *per capita*. Nota-se que enquanto para o PIB *per capita* essa tendência vem aumentando, a tendência do consumo de energia elétrica *per capita* é relativamente estável no período analisado. Assim, esta é uma primeira evidência da diferença entre as medidas analisadas. Há indícios de que o consumo em geral no Brasil não se alterou muito nesses 20 anos, enquanto as diferenças de riquezas entre os estados continuam a crescer.

Figura 3 – Séries do Desvio-Padrão do CEP e PIBP



4. Análise econométrica-espacial

O modelo de convergência absoluta é um modelo restritivo do modelo de convergência condicional, visto que sua especificação não inclui outras variáveis que não o lag da variável dependente. Neste trabalho, dado a natureza de comparação entre diferentes medidas de bem-estar, as variáveis condicionais são as mesmas, sendo elas:

- i) Nível de Escolaridade (EDU) – representada pelo número de trabalhadores no setor formal com nível de ensino no mínimo igual ao ensino médio completo. Essa variável foi obtida na RAIS (Registro Anual de Informações Sociais) fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego.
- ii) Crescimento da Força de Trabalho (CTF) – representada pela variação no número de pessoas ocupadas, cuja fonte é o IBGE através da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios).
- iii) Investimento (INV) – é a relação entre despesas de capital do estado, fornecido pela Secretaria Nacional do Tesouro, pelo PIB, fornecido pelo IBGE.
- iv) *Dummy* para o ano de 2001 (D2001) – variável binária com valor igual a 1 para todas as regiões para o ano de 2001 e 0 nos demais anos. O ano de 2001, além de mostrar uma distorção na série do PIBP para o DF, é o ano em que houve racionamento de energia no Brasil.

Assim a fórmula funcional para o modelo condicional é:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \theta_1 EDU_{i,t} + \theta_2 CTF_{i,t} + \theta_3 INV_{i,t} + \theta_4 D2001 + c_i + u_{i,t}$$

em que y é o PIB *per capita* ou o consumo de energia elétrica *per capita*, c é o efeito fixo de cada estado e u é o termo de erro.

4.1. Modelos Espaciais: SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM¹

Para o caso brasileiro no qual o sistema elétrico é bastante interligado, dado que o fornecimento de energia se dá através de áreas de concessões e não pelos estados propriamente dito, a análise econométrica-espacial pode ser vista com maior relevância. O modelo apresentado acima apresenta o controle das características não observadas de cada região, porém não controla como as regiões afetam umas às outras. Para tal controle, recomenda-se o uso de modelos econométrico-espacial.

Assim serão aplicados cinco modelos derivado do modelo geral abaixo:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + W_1 X\tau + \xi$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon$$

em que $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n)$.

O quadro 1 abaixo apresenta os diferentes modelos espaciais derivados do modelo geral acima. Para definição do melhor modelo, serão apresentados os cinco modelos evidenciados, e o melhor modelo é aquele que: i) elimina a dependência espacial, verificada através do I de Moran significativo nos resíduos da regressão; e ii) possui menores critérios de informação, apontando um melhor ajustes dos dados ao modelo (critérios de Schwartz (SC) e Akaike (AIC)).

¹ Baseado em Almeida (2012)

Quadro 1 – Modelos Econométricos-Espaciais

Modelo	Componente
Defasagem – SAR	Wy
Defasagem do erro autoregressivo – SEM	Wξ
Regressivo cruzado espacial – SLX	WX
Durbin Espacial – SDM	Wy e WX
Durbin Espacial do Erro – SDEM	WX e Wξ

Fonte: Elaboração própria com base em Almeida (2012)

5. Discussão dos resultados

Essa seção apresenta num primeiro momento as análises para a convergência absoluta e em seguida análises para a convergência condicional. Foram estimados 4 modelos: i) Pooled-OLS (POLS), ii) Primeiras Diferenças (FD), iii) modelo de efeitos aleatórios (*Random Effects* – RE), e iv) modelos de efeitos fixos (*within*), (*Fixed Effects* – FE). Utilizou-se o teste de Breusch-Pagan (1979) para detectar a existência de um termo aleatório. Para definir qual melhor estimador entre efeitos fixos e aleatórios foi utilizado o teste de Hausman.

Wooldridge (2002) afirma que, caso o número de observações N não seja muito maior que T , o estimador de efeitos fixos deve ser analisado com cautela, sendo preferível o uso do estimado em primeiras diferenças por apresentar algumas vantagens sendo a principal delas poder recorrer ao Teorema do Limite Central sempre que necessário. Assim no trabalho, caso o teste de Hausman sugira a utilização do estimador de efeitos fixos, será optado a utilização do estimador em primeiras diferenças.

Pode-se afirmar que não há correlação entre a taxa de crescimento das variáveis com relação ao nível inicial das mesmas. Entretanto, é importante afirmar que há a possibilidade da existência de viés nas estimativas dado o pequeno número de observações, porém buscou-se minimizar esse problema ao incluir na amostra o maior número de períodos possíveis. Outro fato que minimiza alguns problemas principalmente ligados à heterocedasticidade é a utilização de uma amostragem espacial completa (todos os estados brasileiros).

5.1. Convergência absoluta

Como evidenciado anteriormente a análise de convergência absoluta não incorpora nenhuma variável de controle, regredindo a taxa de variação da variável de interesse contra o logaritmo da mesma, no período anterior.

A Tabela 2 apresenta os resultados para energia e PIB dos quatro métodos citados anteriormente. No modelo POLS o logaritmo do consumo de energia elétrica do período anterior (lcep) tem sinal negativo como esperado e é estatisticamente significativo. Quanto ao modelo (FD) de primeiras diferenças, o lcep em diferenças (D(lcep)) se mostra estatisticamente significativo porém não apresenta sinal negativo. O modelo (RE) de efeitos aleatórios apesar de apresentar o sinal negativo indicando a convergência, não é estatisticamente significativo, enquanto o modelo (FE) apesar de ser fracamente significativo, não apresenta sinal negativo, indicando que não há convergência do consumo de energia elétrica residencial. O teste do tipo multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan (1979) aponta para a existência de um termo aleatório independente da taxa de crescimento do consumo de energia elétrica *per capita*. Ao realizar-se o teste de Hausman o modelo indicado foi o de efeitos fixos.

Analisando o modelo para o PIB nota-se que em nenhum dos modelos propostos houve sinal de haja convergência de renda para o período analisado. Todos os coeficientes das respectivas variáveis de interesse foram estatisticamente significativos, por exceção do modelo de POLS. O teste de Breusch-Pagan (1979) indica a presença de um termo aleatório, e assim como no caso do consumo de energia elétrica o modelo sugerido como mais adequado é o de efeitos fixos, o que leva a se optar, como já mencionado acima pelo modelo (FD) de primeiras diferenças.

Tabela 2 – Modelos de convergência absoluta para ambas as variáveis sem controles espaciais

Variáveis	Consumo de Energia Elétrica per capita				PIB per capita				
	POLS	FD	RE	FE	POLS	FD	RE	FE	
Ly	-0,0104** (0,00465)	-	-0,00593 (0,00751)	0,0353* (0,0181)	0,00345 (0,00657)	-	0,0147** (0,00692)	0,160*** (0,0195)	
D.y	-	0,752*** (0,0511)	-	-	-	1,134*** (0,0485)	-	-	
Constant	0,0501* (0,0290)	0,0210*** (0,00361)	0,0639 (0,0436)	-0,175* (0,105)	0,0563*** (0,0156)	0,0265*** (0,00413)	0,000230 (0,0113)	0,223*** (0,0301)	
Dummies de ano	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	
Observations	486	459	486	486	486	459	486	486	
R-squared	0,481	0,322		0,008	0,353	0,544		0,128	
Number of coduf			27	27			27	27	
Breusch-Pagan		$\chi^2(1) = 1,000***$				$\chi^2(1) = 1,000***$			
Hausman		$\chi^2(1) = 6,260**$				$\chi^2(1) = 63,720***$			

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: Erros padrão em parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Dada a existência da dependência espacial, como evidenciado na seção 3, foi feita a análise de *I* de Moran nos resíduos da regressão de efeitos fixos, Tabela 3, e por ser estatisticamente significativo, prosseguiu-se com a estimação dos modelos espaciais. A escolha das matrizes utilizadas se deu por dois critérios: i) maior *I* de Moran significativo; ii) maior frequência da matriz. A primeira matriz é utilizada para defasar a variável de interesse e controles enquanto a segunda matriz escolhida é utilizada para defasar o erro. As matrizes escolhidas estão destacadas de cinza.

Tabela 3 – *I* de Moran Significativos para CEP e PIBP

K	Consumo de Energia Elétrica			PIB		
	<i>I</i> de Moran	p-valor	Frequência	<i>I</i> de Moran	p-valor	Frequência
1	0,662	0,004	5	-0,626	0,015	2
2	0,656	0,000	6	0,376	0,014	2
3	0,593	0,000	5	0,273	0,018	2
4	0,575	0,000	6	0,354	0,001	2
5	0,520	0,000	6	0,284	0,001	2
6	0,518	0,000	6	0,254	0,001	2
7	0,479	0,000	5	0,230	0,001	3
8	0,427	0,000	6	0,228	0,000	3
9	0,383	0,000	8	0,168	0,002	2
10	0,350	0,000	7	0,159	0,001	1

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Analisando o caso dos modelos econométricos-espaciais², Tabela 4, a primeira conclusão é que nenhum dos modelos foi capaz de remover a dependência espacial completamente, considerando que a remoção da dependência ocorre caso ela seja não-significativa a pelo menos 1%. Outro fato que deve ser considerado é que, sem o controle espacial há certa diferença em termos de magnitude nos coeficientes estimados, tal que os resultados para o PIB *per capita* se mostravam maiores, mas com a inclusão dos controles espaciais há uma diminuição nessas diferenças de magnitude, e o sinal para ambas as variáveis continuam apontando para a não convergência.

Respeitando os critérios estabelecidos anteriormente para a escolha do melhor modelo ajustado aos dados, houve diferença entre as variáveis. O melhor modelo para a variável de consumo de energia é a o modelo regressivo cruzado espacial (SLX), enquanto para a variável de PIB é o modelo de defasagem do erro auto-regressivo (SEM). Em ambos os casos as variáveis de interesse são significativas, assim como a constante e o termo espacial, no primeiro caso o parâmetro τ referente à variável de interesse (*lcep*) defasada espacialmente, e o no segundo o termo λ referente ao erro defasado espacialmente. É importante destacar que assume-se que λ é constante no tempo. Os

² Destaca-se que foram incorporadas *dummies* de *outliers* superiores e inferiores a fim de se controlar toda a dependência espacial

modelos econométricos-espaciais continuam evidenciando a não presença de convergência de PIB *per capita* e consumo de energia elétrica *per capita*.

Tabela 4 – Modelos de convergência absoluta para ambas as variáveis com controles espaciais

Variáveis	Consumo de Energia Elétrica per capita				
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SLX
D[ln(y)]	0,9087*** (0,0040)	0,8891*** (0,0418)	0,9471*** (0,0723)	0,9525*** (0,0516)	0,9514*** (0,0604)
Constant	-0,0322*** (0,0035)	-0,0242*** (0,0026)	-0,0297* (0,0152)	-0,0227** (0,0027)	-0,0279*** (0,0029)
ρ	-0,0822* (0,0439)	-	-0,0332 (0,2862)	-	-
λ	-	0,0624*** (0,0079)	-	0,0624*** (0,0079)	-
τ	-	-	-0,0405 (0,2401)	-0,0622** (0,0299)	-0,0681** (0,0335)
Dep. Espacial	***	***	***	***	**
AIC	-0,6622	-3,1685	-0,7021	-3,1736	-3,0033
SC	-0,6579	-3,1325	-0,6964	-3,1286	-2,9583
Variáveis	PIB per capita				
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SLX
D[ln(y)]	1,1395*** (0,0391)	1,1475*** (0,0456)	1,2462*** (0,2105)	1,1471*** (0,0372)	1,1388*** (0,0398)
Constant	-0,0231*** (0,0032)	-0,0190*** (0,0030)	0,0554 (0,1099)	- (0,0030)	-0,0236*** (0,0032)
ρ	0,0197 (0,0031)	-	2,9686 (4,1034)	-	-
λ	-	0,1631*** (0,0202)	-	0,1631*** (0,0202)	-
τ	-	-	-3,6153 (5,0327)	0,0027 (0,0363)	0,0241 (0,0387)
Dep. Espacial	***	**	**	**	**
AIC	-0,5874	-2,7457	0,5688	-2,7414	-2,6475
SC	-0,5831	-2,7097	0,5745	-2,6963	-2,6026

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: Erros padrão em parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

5.2. Convergência Condicional

Da mesma forma que no estudo da convergência absoluta, primeiro será feita a análise dos modelos sem os controles espaciais utilizando os quatro métodos de estimação apresentados, e em seguida, segue-se para uma análise com controles espaciais. As variáveis incluídas serão a taxa de crescimento da força de trabalho, o nível educacional dos trabalhadores e nível de investimento e uma *dummy* para o ano de 2001. Destaca-se que pelo fato da *proxy* de investimento apresentar dados apenas a partir 1992 a análise condicional se inicia neste ano.

A Tabela 5 abaixo apresenta os modelos POLS, FD, RE e FE para convergência do consumo de energia elétrica *per capita* e o PIB *per capita*, porém agora condicional às variáveis destacadas acima. Analisando primeiramente para o caso da energia elétrica pode-se notar que a variável de interesse, o consumo no período inicial, só é estatisticamente significativa no modelo de primeiras diferenças, e neste caso o sinal é positivo, não indicando que haja convergência. As variáveis de controle são apenas estatisticamente significativas no mesmo modelo, por exceção da *dummy* para 2001 que é significativo para todos. Ao se realizar o teste de Bresuch-Pagan (1979) para presença de efeito não-observável é verificada a presença do mesmo e ao utilizar o teste de Hausman, é apontado para a utilização do modelo de efeitos aleatórios.

Tabela 5 – Modelos de condicional absoluta para ambas as variáveis sem controles espaciais

Variáveis	Consumo de Energia Elétrica per capita				PIB per capita			
	POLS	FD	RE	FE	POLS	FD	RE	FE
Ly	-0,00821 (0,00529)		-0,00764 (0,00700)	0,0214 (0,0175)	0,00506 (0,00753)		0,0144* (0,00826)	0,148*** (0,0227)
D(Ly)		0,629*** (0,0593)				1,119*** (0,0513)		
EDU	-9,30e-10 (2,21e-09)		-3,40e-09 (3,89e-09)	-9,17e-09 (7,37e-09)	-2,12e-09 (2,91e-09)		-2,78e-10 (5,82e-09)	-3,36e-09 (1,09e-08)
CFT	0,000771 (0,00133)		0,000420 (0,00186)	-0,0136 (0,0237)	0,00550** (0,00226)		0,00639** (0,00281)	0,0101 (0,0344)
INV	0,116* (0,0678)		0,0752 (0,0799)	-0,0227 (0,117)	-0,0553 (0,207)		-0,0127 (0,124)	0,0431 (0,178)
D(EDU)		7,20e-08* (3,78e-08)				-1,05e-08 (4,95e-08)		
D(CFT)		-0,200*** (0,0482)				0,177*** (0,0626)		
D(INV)		-0,303** (0,141)				0,121 (0,186)		
D2001	-0,164*** (0,0143)	-0,0476*** (0,0153)	-0,155*** (0,0104)	-0,154*** (0,0106)	-0,0113 (0,0125)	-0,0354** (0,0162)	-0,0278* (0,0159)	-0,0167 (0,0154)
Constant	0,0961*** (0,0326)	-0,0181*** (0,00448)	0,0859** (0,0404)	-0,0777 (0,102)	0,00737 (0,0158)	-0,0299*** (0,00481)	0,00778 (0,0138)	-0,201*** (0,0363)
Dummies de ano	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não
Observations	432	405	432	432	432	405	432	432
R-squared	0,636	0,425		0,352	0,383	0,557		0,119
Number of coduf			27	27			27	27
Breusch-Pagan		$\chi^2(1) = 1,000***$				$\chi^2(1) = 1,000***$		
Hausman		$\chi^2(4) = 5,98$				$\chi^2(4) = 46,13***$		

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: Erros padrão em parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Ao realizar a análise para o PIB *per capita*, diferentemente do caso da variável de energia elétrica residencial, a variável de interesse só não é estatisticamente significativa para o caso do modelo POLS, e em todos os modelos, ela também apresenta sinal positivo, indicando que não há convergência. As variáveis de controle, entretanto, não são significativas para nenhum modelo por exceção da variável de crescimento da força de trabalho para os modelos de primeiras diferenças e de efeitos aleatórios. Ao se realizar o teste de Breusch-Pagan (1979) verifica-se como esperado a presença de efeito não-observado e ao se realizar o teste de Hausman, o modelo mais indicado neste caso passa a ser o modelo de efeitos fixos. Da mesma forma que a seção anterior, seguindo Wooldridge (2002), o modelo escolhido neste caso é o de primeiras diferenças.

Assim, seguindo os passos para a estimação dos modelos econométricos-espaciais, foi feita a análise nos resíduos das regressões escolhidas para definição das matrizes de pesos espaciais a serem utilizadas, seguindo o mesmo procedimento que na análise de convergência absoluta. A Tabela 6 evidência as matrizes escolhidas (em cinza). É importante destacar que, seria esperado que os efeitos não-observáveis fossem relativos às regiões, e portanto fixos, porém, para a variável de energia o teste de Hausman aponta para o uso do modelo de efeitos aleatórios. Entretanto, neste trabalho será rejeitado o teste de Hausman e assume-se um modelo de efeitos fixos para ambas as variáveis, pois é mais grave assumir modelo RE, sendo que na verdade é FE, porque os coeficientes serão inconsistentes, porém ao se estimar um FE, sendo que o modelo verdadeiro é RE, as estimativas são não viesadas, consistentes, porém agora ineficientes, sendo que a ineficiência é um problema menos grave neste contexto (ALMEIDA, 2012)

Para a variável de energia, da mesma forma que no modelo de convergência absoluto, não foi possível a remoção de toda a dependência espacial, sendo que também será adotado neste caso o critério de 1% de significância estatística. O melhor modelo assim passa a ser novamente o regressivo

cruzado espacial (SLX). A variável de interesse se mostrou significativa e como esperado com sinal positivo. Os controles e os termos espaciais se mostraram significativos estatisticamente e contribuíram para a redução da magnitude no coeficiente da variável de interesse se comparado com o modelo de convergência condicional.

Tabela 6 – I de Moran Significativos para CEP e PIB condicionais

K	Consumo de Energia Elétrica			PIB		
	I de Moran	p-valor	Frequência	I de Moran	p-valor	Frequência
1	0,7093	0,0019	3	-0,6373	0,0128	2
2	0,6260	0,0001	5	0,3737	0,0141	1
3	0,5302	0,0001	5	-	-	0
4	0,5204	0,0000	5	-	-	0
5	0,4596	0,0000	6	0,1778	0,0315	1

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Uma possível fonte para a persistência da dependência espacial é ao fato de que a distribuição de energia não é feita por estados propriamente dito, mas por áreas de concessão que não correspondem aos mesmos. Outra possível fonte é que o modelo estimado por efeitos fixos deveria ser estimado na verdade por efeitos aleatórios³.

Para a variável de PIB *per capita*, com a utilização de maiores controles, foi possível a remoção da dependência espacial, e o melhor modelo de acordo com os critérios de informação é o modelo de defasagem do erro auto-regressivo (SEM) novamente. Da mesma forma a variável de interesse se mostrou significativa estatisticamente e com sinal positivo e os controles também foram significativos. É importante destacar que continua-se assumindo que o λ é constante no tempo.

Tabela 7 – Modelos de convergência absoluta para ambas as variáveis com controles espaciais continua

Variáveis	Consumo de Energia Elétrica per capita				
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SLX
D[ln(y)]	0,7796*** (0,0468)	0,7876*** (0,0433)	0,9228*** (0,0574)	0,8706*** (0,0513)	0,8219*** (0,0503)
D(EDU)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
D(CFT)	-0,1894*** (0,0381)	-0,1647*** (0,0338)	-0,0442 (0,0502)	-0,1565*** (0,0331)	-0,1556*** (0,0345)
D(INV)	-0,2053** (0,1018)	-0,1811* (0,0969)	-0,0614 (0,0957)	-0,1800* (0,0936)	-0,1767* (0,0973)
D2001	-0,0180 (0,0121)	-0,0134 (0,0106)	-0,0099 (0,0111)	-0,0270** (0,0116)	-0,0212* (0,0117)
Constant	-0,0265*** (0,0034)	-0,0253*** (0,0032)	-0,0107 (0,0072)	-0,0240*** (0,0039)	-0,0282*** (0,0040)
ρ	-0,0210 (0,0552)		0,5834*** (0,2082)		
λ		0,0609*** (0,0169)		0,0609*** (0,0169)	
τ_1 (WLy)			-0,6104*** (0,1934)	-0,0863*** (0,0302)	-0,0826* (0,0497)
τ_2 (WEDU)			0,0000 (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	0,0000*** (0,0000)
τ_3 (WCFT)			-0,0863** (0,0358)	-0,1406*** (0,0349)	-0,1302*** (0,0363)
τ_4 (WINV)			-0,1027 (0,0980)	-0,1989** (0,1031)	-0,1715 (0,1069)
Dep. Espacial	**	***	***	***	**
AIC	-0,8883	-3,4782	-1,0141	-3,5432	-3,4618
SC	-0,8778	-3,3991	-0,9976	-3,4246	-3,3432

³ Ainda testou-se para esse caso as matrizes W1: $k=2$ e W2: $k=3$.

Tabela 7 – Modelos de convergência absoluta para ambas as variáveis com controles espaciais

Variáveis	PIB per capita					Conclusão
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SLX	
D[ln(y)]	1,0731*** (0,0419)	1,1127*** (0,0387)	0,9878*** (0,1128)	1,0833*** (0,0447)	1,0876*** (0,0435)	
D(EDU)	-0,000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	
D(CFT)	0,1555*** (0,0466)	0,1697*** (0,0477)	0,0828 (0,0686)	0,1379*** (0,0494)	0,1386*** (0,0485)	
D(INV)	0,0891 (0,1431)	0,1648 (0,1443)	-0,2921 (0,2607)	0,1220 (0,1448)	0,1083 (0,1427)	
D2001	-0,0356*** (0,0121)	-0,0417*** (0,0124)	0,0032 (0,0253)	-0,0398*** (0,0122)	-0,0382*** (0,0121)	
Constant	-0,0239*** (0,0036)	-0,0253*** (0,0037)	-0,0038 (0,0119)	-0,0221*** (0,0004)	-0,0213*** (0,0004)	
ρ	0,0717 (0,0343)		0,8190** (0,4007)			
λ		0,0904*** (0,0198)		0,0904*** (0,0198)		
τ_1 (WLy)			-0,6326 (0,4878)	0,0726 (0,0441)	0,0665 (0,0430)	
τ_2 (WEDU)			-0,0000* (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	
τ_3 (WCFT)			-0,0378 (0,0970)	0,1135** (0,0513)	0,1110** (0,0504)	
τ_4 (WINV)			0,1661 (0,2567)	-0,1775 (0,1590)	-0,1625 (0,1564)	
Dep. Espacial	**		***		**	
AIC	-0,6217	-2,6977	-0,3654	-2,7196	-2,7441	
SC	-0,6112	-2,6186	-0,3489	-2,6010	-2,6254	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: Erros padrão em parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

6. Considerações finais

A motivação deste trabalho foi a tratar a questão da convergência, tema tão debatido na economia, principalmente de forma empírica, comparando duas possíveis medidas de bem-estar. Os resultados iniciais na análise descritiva mostram diferenças na questão de dispersão dos dados e magnitude. Ainda, com a utilização de técnicas espaciais, foi possível determinar a existência de dependência espacial nas variáveis de interesse e que essa se caracteriza de forma diferente entre os estados, além ser possível notar sua modificação no tempo. Quanto à σ -convergência, o CEP apresenta uma tendência linear, enquanto para o PIB há uma tendência de crescente, ou seja, em ambos os casos, não há convergência.

Assim é possível tirar algumas conclusões simples com base nos modelos propostos em relação às duas medidas comparadas: i) elas levam a resultados semelhantes quanto a convergência, ou seja, não há evidências da mesma entre os estados; ii) a incorporação da análise econométrica espacial se mostrou importante para detecção e remoção, ainda que não completamente, da dependência espacial; e iii) com maiores controles os resultados apresentados por ambas as variáveis se mostraram mais próximos. Reconhece-se que pode haver problemas com as estimações econométricas no trabalho, pois o número de unidades observadas é pequeno (27) o que pode levar a problemas nas estimações⁴ já que as propriedades assintóticas dos estimadores não poderão ser garantidas.

Assim pode-se concluir, com as devidas ressalvas, que comparativamente ambas as variáveis levarão a resultados semelhantes quanto evidências de convergência, podendo ser consideradas então

⁴ Para mais detalhes ver Wooldridge (2002).

como substitutas. Porém como destacado no trabalho, as melhores especificações para os modelos foram diferentes para as duas variáveis consideradas, o que leva a diferentes interpretações.

Referências

- Asafu-Adjaye, J. The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics*, v. 22, p. 615–625, 2000.
- Almeida, E. *Econometria Espacial*. Campinas–SP. Alínea, 2012.
- Anselin, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- Azzoni, C. R. Economic Growth and regional inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*. v.35, p.133-152, 2001.
- Azzoni, C. R., Menezes Filho, N., Menezes, T. e Silveira Neto, R. Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros. In: Henriques. R. (Org.). *Desigualdade e Pobreza*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p.299-343.
- Banco Mundial. Disponível em: <<http://www.worldbank.org>> Acesso em: fev. 2011.
- Barro, R.; Sala-i-Martin, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-151. 1992.
- Baumol, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*. Vol. 76, 1986.
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, v. 50, p. 987–1007, 1979.
- Campbell, J. and Mankiw, N. *Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*, NBER Working Papers No. 2924, National Bureau of Economic Research, 1989.
- Coelho, R.L.P.; Figueiredo, L. Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007.
- Ferreira, P.C.; Ellery Jr, R. Convergência Entre a Renda *per capita* dos Estados Brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p.83-103, 1996.
- Friedman, M. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- Gonçalves, E. O padrão espacial da atividade inovadora Brasileira: uma análise exploratória. *Estudos Econômicos*, v.37, n.2, 2007.
- Glasure, Y. U.; Lee, A-R. Cointegration, error-correction and the relationship between GDP and energy: The case of South Korea and Singapore. *Resources and Energy Economics*, v. 20, p. 17-25, 1997.

- IPEADATA. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em: fev. 2011.
- Kraft, J.; Kraft, A. On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, v. 3, p. 401-403, 1978.
- Le Gallo, J., Ertur, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional *per capita* GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.
- Lima, L. R.; Notini, H. H.; Gomes, F. A. R. Empirical Evidence on convergence across brazilian states. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, p. 135-160, 2010.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Moreno, R.; Suriñach, J. Grow, neighbour, grow, grow...Neighbour be good! In: *Annals of the XXXVIII Congress of the European Regional Science Association*. 1998.
- Mankiw, N.; Romer, D.; Weil, D. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*. v. 107, p. 407-37, 1992.
- Mazza, A.; Villaverde, J. The world *per capita* electricity consumption distribution: Signs of convergence? *Energy Policy*, v. 36, p. 4255-4261, 2008.
- Oh, W.; Lee, K. Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. *Energy Economics*, v. 26, p. 51-59, 2004a.
- Oh, W.; Lee, K. Energy consumption and economic growth in Korea: testing the causality relation. *Journal of Policy Modeling*, v. 26, p. 973-981, 2004b.
- Paas, T.; Schlitte, F. Regional Income Inequality And Convergence Processes In The Eu-25. In: *Annals of the XXXV Congress of the European Regional Science Association*. 2006.
- Perobelli, F. S.; Almeida, E. S.; Alvim, M. A. S. A.; Ferreira, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. *Revista Nova Economia*, v. 17, n. 1, p. 65-91, 2007.
- Perobelli, F. S.; Faria, W. R.; Ferreira, P. G. C. Análise de convergência espacial do PIB *per capita* em Minas Gerais: 1975-2003. In: *Anais do Fórum BNB*, 2006.
- Pfaffermayr, M. Conditional β - and σ -convergence in space: A maximum likelihood approach. *Regional Science and Urban Economics*, v. 39, p.63-78, 2009.
- RAIS – Registro Anual de Informações Sociais. Disponível em: <[HTTP://www.mte.gov.br](http://www.mte.gov.br)>
- Ranis, G. Human development and economic growth. Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper No. 887, 2004.
- Ramajo, J.; Márquez, M. A.; Hewings, G. J. D.; Salinas, M. M. Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions? *European Economic Review*, v. 52, p.551-567, 2008.
- Rey, S.; Janikas, M. V. Regional Convergence, inequality and space. *Journal of Economic Geography*, v. 5, p.155-176, 2005.

- Ribeiro, E. C. B. A. *Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005*. 2010. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.
- Ribeiro, E. C. B. A.; Gonçalves, E.; Freguglia, R. S. Transbordamentos de Conhecimento e Capacidade de Absorção: uma Análise para os Estados Brasileiros. *Economia* (Brasília), v. 14, p. 3-27, 2013.
- Schmidt, C. A. J.; Lima, M. A .M. A demanda por energia elétrica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 1, p. 67-98, 2004.
- Soytas, U.; Sari, R. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics*, v. 25, p. 33-37, 2003.
- Stern, D. I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. *Energy Economics*, v. 22, p. 267-283, 2000.
- Slesnick, D. T. *Consumption and Social Welfare: living standards and their distribution in the United States*. New York: Cambridge University Press, 2001.
- Solow, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 98, 1956.
- STN – Secretaria Nacional do Tesouro. Disponível em: <<http://www.stn.gov.br>>
- Thorbecke, E. Economic Development, Equality, Income Distribution, and Ethics. In: Ethics, Hunger and Globalization. *The International Library of Environmental, Agricultural and Food Ethics*, v. 12, p.165-179, 2007.
- Wei, D. Y. H., Ye, X. Beyond Convergence: Space, Scale and Regional Inequality in China. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, v. 100, n. 1, p. 59-80, 2009.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, 2002.