

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

FERNANDO BITENCOURT ZUCHETTO

**CONVERGÊNCIA DE RENDA PARA ESTADOS E MUNICÍPIOS BRASILEIROS:
1999 A 2013**

**Porto Alegre
2016**

FERNANDO BITENCOURT ZUCHETTO

**CONVERGÊNCIA DE RENDA PARA ESTADOS E MUNICÍPIOS BRASILEIROS:
1999 A 2013**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

Porto Alegre

2016

CIP - Catalogação na Publicação

Zuchetto, Fernando Bitencourt
Convergência de renda para estados e municípios
brasileiros: 1999 a 2013 / Fernando Bitencourt
Zuchetto. -- 2016.
73 f.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2016.

1. Economia Regional. 2. Convergência de Renda.
I. Pôrto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

FERNANDO BITENCOURT ZUCHETTO

**CONVERGÊNCIA DE RENDA PARA ESTADOS E MUNICÍPIOS BRASILEIROS:
1999 A 2013**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 07 de novembro de 2016.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo
UNISINOS

Prof. Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

Prof. Dr. Silvio Cezar Arend
UNISC

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo testar a hipótese da convergência de renda entre os estados e municípios brasileiros entre os anos de 1999 e 2013. Para avaliar os dados é empregado instrumental exposto em Tirado et al. (2015), no qual encontra-se análises de modalidade, mobilidade e agrupamento espacial. Os resultados apontam para a persistência das diferenças regionais tanto entre os estados, quanto entre os municípios, conseqüentemente não estaria ocorrendo um movimento de convergência. Foi constatado uma elevação da mobilidade de classes de renda entre 1999 e 2002, porém tal acréscimo não se manteve nos anos seguintes. Em relação ao agrupamento espacial, este mostrou-se relevante apenas para os estados.

Palavras-chave: Convergência. PIB. Brasil.

ABSTRACT

This work aims to test the income convergence hypothesis among Brazilian states and counties from 1999 to 2013. For assessing the data was used the instrumental presented in Tirado et al. (2015), in which finds modality, mobility and spatial clustering analysis. The results indicate for persistence in regional differences among states as well as among counties, thereafter it would not be occurring a convergence movement. It was found a mobility elevation among income classes from 1999 to 2002, however this increase did not mantain to the following years. Concerning to spatial clustering, this was relevant only for the states.

Keywords: Convergence. GDP. Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - PIB per capita das regiões brasileiras entre 1999 e 2013	9
Figura 2 - Modelo de Solow com progresso técnico	13
Figura 3 - Convergência absoluta no modelo de Solow	14
Figura 4 - Possíveis trajetórias da dispersão	30
Figura 5 - Polarização como uma redução da variabilidade intragrupos	32
Figura 6 - Formação de polarização	37
Figura 7 - Boxplots para duas distribuições	38
Figura 8 - Matriz de Transição hipotética	40
Figura 9 - Estados - Densidade Kernel	46
Figura 10 - Estados - Densidades Kernel Sobrepostas	47
Figura 11 - Estados – Boxplots	48
Figura 12 - Estados - Índice de Shorrocks	50
Figura 13 - Estados - Tau de Kendall	51
Figura 14 - Estados - I de Moran	52
Figura 15 - Municípios - Densidade Kernel	53
Figura 16 - Municípios - Densidades Kernel Sobrepostas	54
Figura 17 - Municípios - Boxplots	55
Figura 18 - Municípios - Índice de Shorrocks	57
Figura 19 - Municípios - Tau de Kendall	58
Figura 20 - Municípios - I de Moran	59

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estados - Matriz de Transição	49
Tabela 2 - Estados - Distribuição de Longo Prazo	49
Tabela 3 - Municípios - Matriz de Transição	56
Tabela 4 - Municípios - Distribuição de Longo Prazo	56

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	REVISÃO DE LITERATURA	10
2.1	MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E A CONTROVÉRSIA DA CONVERGÊNCIA	10
2.1.1	Modelo de crescimento exógeno de Solow (1956)	10
2.1.2	Modelo de crescimento endógeno de Romer (1986)	14
2.1.3	O modelo de crescimento endógeno de Lucas (1988)	16
2.2	QUATRO ABORDAGENS SOBRE CONVERGÊNCIA	21
2.2.1	Abordagem de corte transversal	22
2.2.2	Abordagem de Séries temporais	27
2.2.3	Abordagem da Distribuição	29
2.2.4	Outras Abordagens	32
3	METODOLOGIA	36
3.1	MODALIDADE	36
3.2	MOBILIDADE	39
3.3	AGLOMERAÇÃO ESPACIAL	42
4	ANÁLISE DE RESULTADOS	45
4.1	ESTADOS	45
4.2	MUNICÍPIOS	52
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	60
	REFERÊNCIAS	61
	ANEXO A - Rotinas implementas no Software R	66

1 INTRODUÇÃO

A temática da distribuição regional da renda, seja entre países, ou entre regiões de um mesmo país, permeia as pesquisas sobre crescimento e desenvolvimento econômico, e a possibilidade de que economias pobres possam alcançar os mesmos níveis de renda per capita das economias ricas tem recebido considerável atenção nas últimas décadas¹. Nesta linha teórica encontra-se o modelo de crescimento exógeno (SOLOW, 1956), o qual prediz que países com os mesmos parâmetros (poupança, depreciação, crescimento populacional, e tecnologia), tenderiam para as mesmas taxas de crescimento no longo prazo, e, ainda, que aquelas economias com menores rendas per capita, cresceriam mais rapidamente. Desta maneira, no estado estacionário² ocorreria uma convergência de rendas, onde todos os países tenderiam ao mesmo nível de renda per capita.

Na década de 1980 surgiram os modelos de crescimento endógeno que utilizam o conhecimento (ROMER, 1986) e o capital humano (LUCAS, 1988)³, dentre outros fatores, como fontes do crescimento econômico. Estes modelos apresentaram a possibilidade de economias pobres permanecerem pobres, ou mesmo ficarem em posição pior com o passar dos anos, se comparadas às economias ricas. Assim, ao invés da convergência entre rendas, o que aconteceria seria a divergência.

As predições destes modelos têm estimulado uma extensa literatura empírica cujos resultados apontam tanto para a equalização das rendas entre regiões, quanto para a manutenção das diferenças, ressaltando assim a existência de uma controvérsia em relação à convergência de rendas.

Para o Brasil também há uma grande quantidade de artigos abordando o tema da convergência de rendas, entre eles pode-se citar Mello (2010), Lima, Notini e Gomes (2010), Dassow, Costa e Figueiredo (2011), Matos Filho, Silva e Carvalho (2012), Figueiredo e Porto Júnior (2012), Penna e Linhares (2013), Freitas e Almeida (2015), dentre outros.

A **Figura 1** evidencia as discrepâncias existentes entre os PIB per capita das regiões brasileiras. Os valores expostos são o resultado do quociente entre o PIB per capita de cada região e a média nacional. No período 1999-2013, as regiões do Sudeste, Sul e Centro-oeste

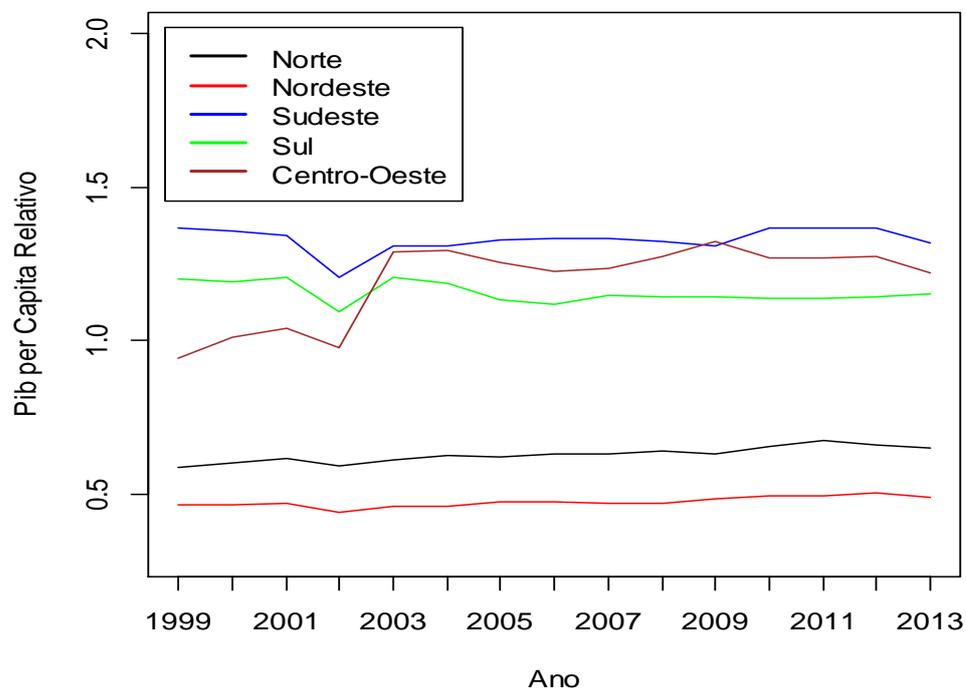
¹ Em todo o texto as expressões *renda per capita* e *pib per capita* são utilizadas com o mesmo sentido. Ressalvas ocorrem nas passagens onde é necessário diferenciá-las.

² Ponto de equilíbrio no longo prazo, quando as variáveis macroeconômicas crescem a taxas constantes. Convencionou-se também utilizar sua expressão em inglês: *steady-state*.

³ Lucas (1988) utiliza o capital humano no sentido da aprendizagem, ir à escola por exemplo, e na ideia do aprender fazendo, onde os trabalhadores elevam seu conhecimento a respeito do processo produtivo ao realizar suas tarefas.

aproximaram-se umas das outras mantendo um renda 20% superior à média nacional, enquanto que as regiões norte e nordeste continuaram com a metade do PIB per capita brasileiro. Tais constatações induzem ao questionamento sobre a possibilidade destas diferenças se amenizarem ao longo do tempo. Nesse sentido o trabalho buscará testar a hipótese da convergência de renda entre os estados e municípios brasileiros entre os anos de 1999 e 2013. Para avaliar os dados é empregado instrumental exposto em Tirado et al. (2015), no qual encontra-se análises de modalidade⁴, mobilidade e agrupamento espacial.

Figura 1 - PIB per capita das regiões brasileiras entre 1999 e 2013



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

O trabalho é dividido em quatro partes. A primeira faz uma revisão da literatura sobre modelos de crescimento econômico e convergência, a segunda expõe a metodologia, a terceira analisa os resultados encontrados, e na última encontra-se as considerações finais.

⁴ Existência de diferente modas na distribuição, evidenciando a formação de grupos de renda discrepantes.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Será feita uma revisão de alguns modelos de crescimento econômico, apresentando as premissas consideradas, uma breve formalização matemática dos modelos, e as implicações para a hipótese da convergência de rendas entre as economias.

Na segunda parte será apresentado o teste empírico desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1992) para a hipótese da convergência. Após se revisará a literatura sobre convergência de rendas seguindo uma abordagem semelhante a de Islam (2003), buscando-se fazer a distinção das pesquisas entre quatro linhas de investigação: corte transversal, séries temporais, distribuição e outros métodos⁵.

2.1 MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E A CONTROVÉRSIA DA CONVERGÊNCIA

O crescimento econômico está relacionado com a expansão da produção per capita. Esta elevação do produto normalmente aumenta a qualidade de vida dos indivíduos. As teorias do crescimento econômico, por meio de modelos matemáticos, buscam relacionar a geração de produto e o uso de insumos. A expansão das quantidades de insumos (ex.: mão-de-obra, capital e tecnologia), aumenta o produto potencial da economia, o que no longo prazo levaria a maiores níveis de produção. Esta percepção de crescimento vincula-se aos chamados “modelos do lado da oferta”, dos quais três serão apresentados: modelo de crescimento exógeno de Solow (1956), e os modelos de crescimento endógeno de Romer (1986) e Lucas (1988).

2.1.1 Modelo de crescimento exógeno de Solow (1956)

O modelo de crescimento de Solow (1956), baseado na função de produção neoclássica, possui os seguintes pressupostos:

- a) os fatores de produção, capital (K) e trabalho (L), são substituíveis e perfeitamente divisíveis⁶;
- b) a produção (Y) possui retornos constantes de escala;

⁵ Islam (2003) considera as seguintes abordagens: corte transversal, painel, séries temporais e distribuição.

⁶ Esta é uma vantagem em relação ao modelo de Harrod-Domar de proporções fixas dos fatores.

- c) tanto o capital quanto o trabalho possuem rendimentos marginais decrescentes;
- d) somente é produzido um único bem;
- e) parte da produção é consumida e o resto é poupado;

A produção possui a representação abaixo⁷:

$$Y(t) = F[K(t), L(t)] \quad (1)$$

A função acima possui as seguintes propriedades neoclássicas:

Taxas marginais decrescentes da produção em relação ao capital e ao trabalho.

$$F_X = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X} > 0 \text{ e } F_{XX} = \frac{\partial^2 F(\cdot)}{\partial X^2} < 0 \text{ com } X > 0, X = \{K, L\} \quad (2)$$

Retornos constante de escala.

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L) \quad (3)$$

Quando os fatores de produção tendem a zero, os respectivos produtos marginais elevam-se indefinidamente. Em contrapartida, quando o capital e o trabalho estão em níveis muito altos, os produtos marginais são insignificantes.

Condições de Inada: $\lim_{K \rightarrow 0} F_K = \lim_{L \rightarrow 0} F_L = +\infty$ e

$$\lim_{K \rightarrow \infty} F_K = \lim_{L \rightarrow \infty} F_L = 0 \quad (4)$$

f) a poupança é exógena, e é uma fração constante da renda:

$$\frac{S(t)}{Y(t)} = s, 0 \leq s \leq 1 \quad (5)$$

g) o trabalho cresce à taxa exógena constante “n”:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (6)$$

h) sempre há pleno emprego;

i) o estoque de capital se deprecia à taxa constante δ .

Se considerarmos que existe progresso técnico, e que este apenas aumenta a eficiência do trabalho,⁸ a função de produção torna-se:

⁷ A formalização matemática segue a de Silva e Silva (2005).

⁸ Progresso técnico denominado como neutro à Harrod.

$$Y(t) = F[K(t), A(t) * L(t)] \quad (7)$$

E se tomarmos o progresso técnico como totalmente exógeno crescendo a uma taxa constante x :

$$A(t) = A(0)e^{xt} \quad (8)$$

Além, considerando que a formação líquida de capital em qualquer período t sob o pleno emprego é:

$$\dot{K}(t) = sL(0)e^{nt}A(0)e^{xt}f[k(t)] - \delta K(t) \quad (9)$$

Tomando a expressão acima em termos per capita, ou por trabalho-eficiente ($\frac{K}{AL} = k$), e levando em conta todas as possibilidades para k variar no tempo, tem-se:

$$\dot{k} = \frac{dk}{dt} = \frac{d}{dt} \frac{K}{AL} = \frac{\dot{K}}{AL} - K \frac{nL(0)e^{nt}A(0)e^{xt} + xA(0)e^{xt}L(0)e^{nt}}{[A(0)e^{xt}L(0)e^{nt}]^2} = \frac{\dot{K}}{AL} - (n + x)k \quad (10)$$

Substituindo (9) em (10) é possível encontrar a chamada equação fundamental de Solow com progresso técnico:

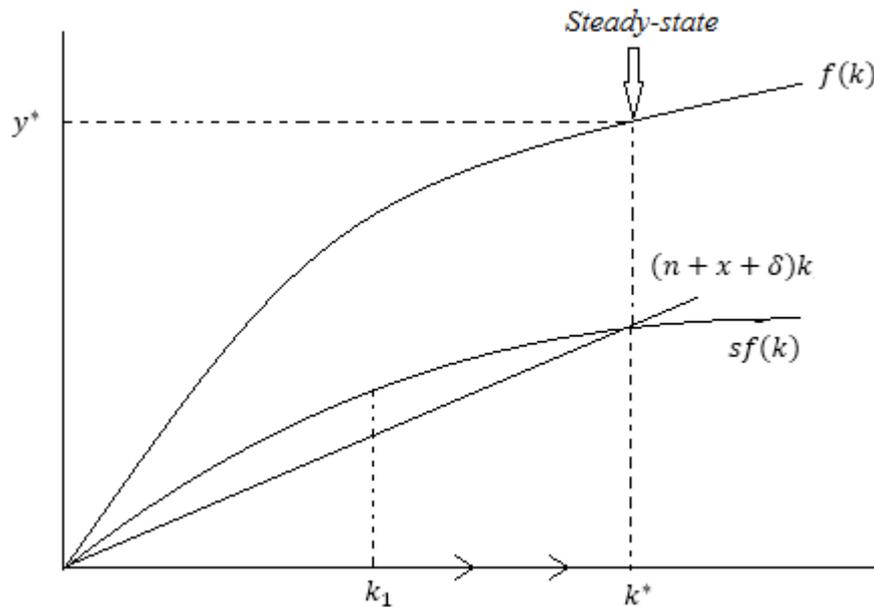
$$\dot{k} = sf(k) - (n + x + \delta)k \quad (11)$$

A expressão acima informa que em cada período existe um único valor $\frac{K}{AL} = (k^*)$ de equilíbrio estável⁹ onde a poupança por trabalhador iguala o investimento necessário para repor o crescimento populacional, o crescimento do progresso técnico e a depreciação.

Na **Figura 2**, verifica-se que quando a economia encontra-se, por exemplo, em k_1 , a poupança por trabalhador, $sf(k)$, é maior que o investimento de reposição, $(n + x + \delta)k$, levando o capital a ficar mais barato, induzindo os agentes a escolher técnicas produtivas intensivas em capital.

⁹ A expressão $\frac{K}{AL} = k$ significa estoque de capital por trabalho-eficiente, e o equilíbrio estável deve-se ao fato que se k for superior ou inferior a k^* , a equação diferencial (9) levará k de volta ao seu nível de equilíbrio k^* (Silva; Silva, 2005, p. 163).

Figura 2 - Modelo de Solow com progresso técnico



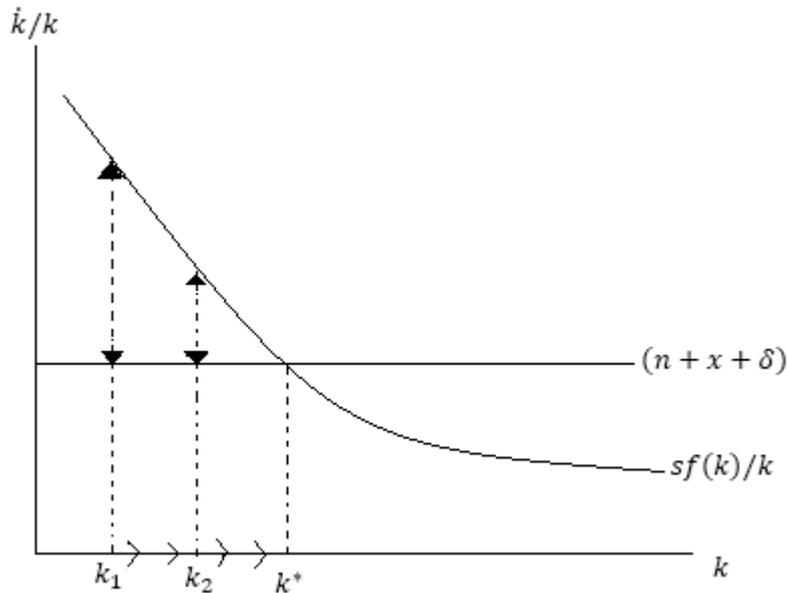
Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

No estado estacionário, o produto per capita, $\frac{Y}{L}$, e o estoque de capital per capita, $\frac{K}{L}$, crescerão a taxa exógena do progresso técnico, x , e as variáveis em nível irão crescer à taxa $n + x$ ¹⁰.

Considerando os rendimentos decrescentes do capital, temos que quanto maior for a distância do nível de *steady-state* (k^*), maior será a taxa de crescimento do capital por trabalhador, $\frac{\dot{k}}{k}$ (**Figura 3**). Assim, seguindo a lógica do modelo de Solow se duas economias possuem os mesmos parâmetros (n, s, δ e x), a mais pobre em termos de estoque de capital por trabalhador (k_1), crescerá mais rapidamente que a outra economia (k_2). Isto implica que no longo prazo economias com estruturas semelhantes irão convergir para o mesmo nível de renda per capita. Desta maneira ocorreria a denominada convergência absoluta: regiões pobres alcançariam os níveis de renda per capita das regiões ricas.

¹⁰ Destaca-se que no estado estacionários as variáveis $\frac{Y}{AL} = y$ e $\frac{K}{AL} = k$ permanecerão constantes.

Figura 3 - Convergência absoluta no modelo de Solow



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Por outra perspectiva o modelo de Solow igualmente considera a convergência condicional. Controlando a relação entre crescimento e nível inicial de renda per capita para as características das economias, tais como tecnologia, crescimento populacional, poupança e depreciação, o modelo também aponta para a elevação da taxa de crescimento da economia quanto mais distante do seu nível de equilíbrio ela estiver

2.1.2 Modelo de crescimento endógeno de Romer (1986)¹¹

Paul Romer (1986) apresenta um modelo de crescimento econômico no qual o conhecimento é um insumo da produção e pode possuir produtividade marginal crescente. A mudança tecnológica é endógena, e a sua acumulação induz o crescimento.

Os pressupostos do modelo são:

- a) a geração do conhecimento é resultado de pesquisas em tecnologia, e assume-se que dobrando os insumos em pesquisa, o conhecimento produzido não dobrará;
- b) o investimento em conhecimento gera externalidades positivas. A firma não consegue se apropriar de todos os benefícios gerados pela nova tecnologia;

¹¹ O modelo de Romer (1986) é do tipo AK. Assume a hipótese da ausência de retornos decrescentes do bem acumulável.

c) a produção de bens de consumo como função do conhecimento e outros insumos, exhibe retornos crescentes, ou seja, o conhecimento pode apresentar produto marginal crescente;

d) a função de produção possui as seguintes características:

Para $\Psi > 1$

Função homogênea com grau superior a 1:

$$F(\Psi k_i, \Psi K, \Psi X_i) > F(\Psi k_i, K, \Psi X_i) = \Psi F(k_i, K, X_i) \quad (12)$$

Onde:

k_i = Estoque de conhecimento da firma i ;

$K = \sum_{i=1}^N k_i$ = Agregado de conhecimento (N = número de firmas, e é igual a S = número de consumidores);

X_i = Estoque de demais insumos da firma i .

No modelo de Romer (1986) com horizonte infinito, as empresas possuem tecnologias que dependem da trajetória temporal – $K(t), t \geq 0$ – e o planejador objetiva maximizar a utilidade do consumidor representativo.

Características adicionais do modelo com horizonte infinito:

$$\dot{k} = G(I, k) \quad (13)$$

Onde:

I = Investimento em pesquisa;

A função G (taxa de crescimento do estoque de conhecimento privado) é côncava e homogênea de grau um

$$\frac{\dot{k}}{k} = g\left(\frac{I}{k}\right) \quad (14)$$

A função g é limitada superiormente por uma constante α . Esta restrição indica que dado um estoque privado de conhecimento, o produto marginal (conhecimento adicional) de um investimento em pesquisa, cai tão rapidamente que g fica limitada a α .

O problema do planejador será o seguinte:

$$\max \int_0^{\infty} U(c(t)) e^{-\delta t} dt \quad (15)$$

$$\text{sujeito a } \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = g\left(\frac{\mathcal{F}(k(t)) - c(t)}{k(t)}\right)$$

Onde:

$c(t)$ = Consumo no período t do consumidor representativo;

δ = Taxa de desconto temporal;

$\mathcal{F}(k) = f(k, K) = F(k, K, \bar{x})$;

$\dot{k}(t) \geq 0; t \geq 0$;

$k(0) = k_0$.

A existência de solução para o problema acima é garantida pelo teorema apresentado em Romer (1986).

O modelo analisado sugere que países com níveis de conhecimento mais elevados, uma nação desenvolvida, por exemplo, podem crescer constantemente a taxas maiores do que países com níveis de conhecimento inferiores, mesmo que no longo prazo as taxas de crescimento $\left(\frac{\dot{k}}{k}\right)$ sejam as mesmas. Ou seja, durante a trajetória econômica dos países, a diferença no produto per capita pode não somente permanecer, como aumentar.

Outra possibilidade do modelo envolve o país (1) e o (2) com tecnologias idênticas, os mesmos níveis iniciais de conhecimento, e a existência de mobilidade perfeita do conhecimento (ex.: fuga de capital humano). Se neste cenário os agentes econômicos consideraram o país (2) como de baixo de crescimento, ocorreria imediatamente uma transferência de conhecimento para o país (1). Desta maneira o país (2) cresceria mais lentamente que o (1), podendo até encolher economicamente.

A duas possibilidades acima citadas indicam que de acordo com o modelo de Romer (1986), economias pobres podem nunca alcançar os níveis de renda per capita das economias ricas, e também pode ocorrer de que as diferenças de renda se elevem com o passar do tempo. Assim, verifica-se uma possibilidade distinta àquela deduzida do modelo de Solow (1956), significando que em vez da convergência de rendas entre economias, o que poderíamos verificar é uma divergência. Nações ricas permaneceriam ricas relativamente às pobres.

2.1.3 O modelo de crescimento endógeno de Lucas (1988)

Lucas (1988) apresenta um modelo de crescimento econômico onde a acumulação de capital humano, determinada endogenamente, substitui a tecnologia como motor do crescimento.

O capital humano individual é o nível da qualificação geral de cada trabalhador, e são considerados dois efeitos, o interno, no qual a sua elevação aumenta a produtividade do

próprio indivíduo, e o externo, quando leva-se em conta a contribuição do capital humano para a produtividade de todos os fatores de produção.

Os pressupostos do modelo são:

- a) economia fechada;
- b) mercados competitivos;
- c) agentes racionais;
- d) retornos constantes da tecnologia;
- e) as taxas de crescimento da população e da tecnologia são exógenas.

A função de produção com o capital humano assume a seguinte forma:

$$F(K, N, H) = AK(t)^\beta [u(t)h(t)N(t)]^{1-\beta} h_a(t)^\gamma \quad (16)$$

Onde:

$N(t)$ = População no tempo t ;

$u(t)$ = Fração do tempo direcionada a produção corrente em t ;

$h_a(t)$ = Média do capital humano em t .

A acumulação de capital humano no modelo depende do estoque existente de capital humano, $h(t)$, e do tempo destinado ao aprendizado $(1 - u(t))$ ¹²:

$$\dot{h}(t) = h(t)^\zeta G(1 - u(t)) \quad (17)$$

Onde:

G = É uma função crescente, com $G(0)=0$;

Se tomarmos o parâmetro (ζ) igual a 1, e a função “ G ” como linear, a equação acima nos informa que a taxa de crescimento do capital humano independe do seu nível. Assim, a medida que o estoque de capital humano se eleva, não há redução na sua taxa de crescimento, impactando positivamente na função de produção, e fazendo com que o produto marginal do capital físico tenda para uma constante.

Na continuação do modelo são expostas algumas trajetórias para o crescimento das economias. Entre elas existe a possibilidade de que um país com baixos níveis iniciais de capital humano e físico ficar com uma renda per capita permanentemente mais baixa do que a de uma outra nação com melhores dotações. Desta maneira, o modelo permite a existência da não convergência entre as rendas dos países, mantendo estável a distribuição de renda e riqueza ao longo do tempo.

¹² O tempo direcionado ao aprendizado, ir a escola, por exemplo, deixa de ser utilizado na produção de bens.

O trabalho de Lucas (1988) também considera a formação de capital humano como um processo de aprendizagem no trabalho (*learning-by-doing*). Neste modelo existem dois bens de consumo, c_1 e c_2 , e não há capital físico. O bem i é produzido com a seguinte tecnologia:

$$c_i(t) = h_i(t)u_i(t)N(t), i = 1,2 \quad (18)$$

Onde:

$u_i(t)$ = Esforço devotado à produção do bem i ($u_1 + u_2 = 1$);

$h_i(t)$ = Capital humano especializado na produção do bem i .

Diferentemente do modelo anterior, onde o acréscimo no capital humano dependia do tempo retirado da produção e utilizado na aprendizagem, neste o crescimento de $h_i(t)$ aumenta com o esforço dedicado a produção do bem i :

$$\dot{h}_i(t) = h_i(t)\delta_i u_i(t) \quad (19)$$

Assume-se que $\delta_1 > \delta_2$, indicando que o bem 1 é considerado de alta tecnologia, e que o capital humano possui agora apenas efeitos externos (impacta na produtividade de todos os fatores de produção).

Baseado nas hipóteses acima, e permitindo a troca de produtos entre as economias, o modelo *learning-by-doing* admite taxas de crescimento diferentes para os países, as quais não aparentam estar sistematicamente ligadas aos níveis iniciais de capital inicial, o que vai em direção contrária ao previsto pelo modelo de Solow (1956), onde países com baixos níveis de capital per capita cresceriam mais rapidamente.

A possibilidade levantada pelo modelo de Lucas (1988) de economias não convergirem para o mesmo nível de renda per capita, ou mesmo, tenderem para taxas de crescimento diferentes, corrobora as previsões expostas do modelo de Romer (1986), e se opõe as implicações do modelo de Solow (1956).

Os três modelos evidenciam contradições plausíveis entre as respectivas previsões. Enquanto o modelo de crescimento exógeno indica a convergência entre as rendas de diferentes economias (convergência absoluta) e o crescimento mais rápido para as regiões mais distantes dos seus pontos de equilíbrio (convergência condicional), os modelos de crescimento endógeno apontam para a possibilidade de clubes de convergência, onde

diferentes grupos de economias, ricos e pobres, podem coexistir perpetuando as desigualdades econômicas. Esta controvérsia tem estimulado diversos estudos, entre os quais o elaborado por Barro e Sala-i-Martin (1992) merece destaque por proporcionar um teste empírico para a hipótese da convergência.

Teste empírico de Barro e Sala-i-Martin (1992) para a hipótese da convergência

No seu artigo, Barro e Sala-i-Martin (1992) utilizam o modelo de crescimento neoclássico como base para estudar a convergência entre 48 estados contínuos dos Estados Unidos. O modelo proposto pelos autores difere dos demais por possibilitar uma alternativa de se avaliar empiricamente a hipótese da convergência. Os seguintes pressupostos fazem parte do modelo:

- a) a função de produção na forma intensiva é:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) \quad (20)$$

Onde:

\hat{y} = produto por unidade da trabalho efetivo.

\hat{k} = capital por unidade de trabalho efetivo (Le^{xt}).

Le^{xt} = trabalho efetivo.

L = trabalho (igual a população)

x = taxa exógena do progresso tecnológico

- b) a acumulação de \hat{k} tem o formato:

$$\hat{\dot{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (\delta + x + n)\hat{k} \quad (21)$$

Onde:

C = Consumo

$\hat{c} = C/Le^{xt}$

δ = taxa de depreciação

n = taxa de crescimento de L.

- c) a família representativa maximiza a utilidade:

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{nt}e^{-\rho t} dt \quad (22)$$

Onde:

$c=C/L$

ρ =taxa de preferência pelo tempo.

d) a utilidade do consumo é dada por:

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} \quad (23)$$

Onde: $\theta > 0$

E assume-se que $\rho > n + [1 - \theta]x$.

Maximizando a utilidade da família representativa, chega-se a condição de primeira ordem:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} [f'(\hat{k}) - \delta - \rho] \quad (24)$$

Considerando que no *steady-state* “y”, “k” e “c” irão crescer a mesma taxa “x”, o nível de “k” irá satisfazer:

$$f'(\hat{k}^*) = \delta + \rho + \theta x \quad (25)$$

Desta maneira, quando \hat{k} estiver abaixo de seu nível no estado estacionário, \hat{k}^* , então a análise mostra que \hat{k} se aproxima monotonicamente de \hat{k}^* (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992, p.225). Ainda, a taxa de crescimento do capital por trabalhador declina em direção ao valor de *steady-state*, “x”, ou seja, em direção a taxa exógena do progresso tecnológico.

Log-linearizando as equações (21) e (24) ao redor do *steady-state* pode-se quantificar a dinâmica de transição. Então, segundo Barro e Sala-i-Martin (1992), é possível chegar a solução para $\log[\hat{y}(t)]$ ¹³:

$$\log[\hat{y}(t)] = \log[\hat{y}(0)] * e^{-\beta t} + \log(\hat{y}^*) * (1 - e^{-\beta t}) \quad (26)$$

¹³ Considerando uma função de produção do tipo Cobb-Douglas: $\hat{y} = f(\hat{k}) = A\hat{k}^\alpha$; $0 < \alpha < 1$.

Onde:

β = velocidade de ajustamento em direção ao *steady-state* (parâmetro positivo).

A taxa de crescimento média de “ y ” para o intervalo entre “0” e “T”, é dada por:

$$\frac{1}{T} * \log \left[\frac{y(T)}{y(0)} \right] = x + \frac{1-e^{-\beta T}}{T} * \log \left[\frac{\hat{y}^*}{\hat{y}(0)} \right] \quad (27)$$

Assim, quanto maior o valor de β , maior será a taxa de convergência, ou seja, mais rapidamente a economia se aproximará do seu nível de equilíbrio de longo prazo. A equação acima implica em convergência condicional, pois a taxa de crescimento econômico além de depender do nível de renda inicial, igualmente é afetada pela taxa exógena do progresso tecnológico, x , e do produto de equilíbrio, \hat{y}^* , de cada região estudada.

Através desta equação também podemos testar a hipótese da convergência absoluta se consideramos que os valores de x e \hat{y}^* não são tão diferentes entre as economias avaliadas. Desta maneira estima-se a regressão da taxa de crescimento contra o produto per capita inicial, se o valor de β for estatisticamente significativo e negativo, há indicação de convergência absoluta¹⁴, caso contrário, rejeita-se esta hipótese. Ao deixarmos as variáveis condicionantes, x e \hat{y}^* , diferirem entre as economias, analisaremos a hipótese da convergência condicional. E, novamente, se nesta situação valor de β for estatisticamente significativo e negativo, há indicação de convergência condicional, caso contrário, rejeita-se a hipótese.

2.2 QUATRO ABORDAGENS SOBRE CONVERGÊNCIA

Em Islam (2003) é apresentada uma revisão da literatura de convergência. O autor utiliza quatro diferentes abordagens para agrupar os trabalhos sobre a temática: corte transversal, painel, séries temporais e distribuição. Neste trabalho replica-se as divisões, porém preferiu-se o agrupamento “Outros Métodos” ao invés do subconjunto “Painel”. É preciso notar que diversos trabalhos lançam mão de mais de uma metodologia, tornando a separação complexa.

¹⁴ Convergência absoluta e convergência incondicional serão utilizadas no mesmo sentido.

2.2.1 Abordagem de corte transversal

Os trabalhos sobre convergência de renda utilizando a metodologia de corte transversal normalmente usam regressões do crescimento da renda per capita entre dois períodos para um conjunto de economias contra o nível inicial de renda per capita destas mesmas economias. A significância estatística do coeficiente estimado para a renda per capita inicial apontaria para a convergência, desde que seu sinal fosse negativo.

Este tipo de abordagem foi a primeira a ser utilizada para testes de convergência entre economias, e a literatura concernente vem se desenvolvendo desde a década de 1980, tornando-se vasta e abrangendo diversas regiões e países.

Um dos primeiros estudos sobre convergência incondicional foi o desenvolvido por Baumol (1986). Considerando dezesseis países industrializados foi encontrada evidência de convergência para o produto por hora de trabalho entre 1870 e 1979. Ademais, ao expandir a amostra para setenta e dois países, e reduzir o intervalo para 1950 a 1980, Baumol (1986) identifica a ocorrência do que chamou de “Clubes de Convergência”. O primeiro clube seria composto pelos dezesseis países industrializados que possuíam altas rendas em 1950, e, para um dado nível de renda per capita, as mais altas taxas de crescimento entre 1950 e 1980. O segundo clube seria composto pelas economias com planejamento central¹⁵, nas quais a relação negativa entre nível de renda per capita inicial e taxa de crescimento seria menos pronunciada, porém suficientemente clara. Já avaliando os países em conjunto, a convergência absoluta deixava de ser relevante. O trabalho de Baumol (1986), segundo Islam (2003) foi um importante ponto de partida para posteriores discussões sobre o tema da convergência.

A importância do capital humano para o crescimento econômico serviu de base para Barro (1991) ao avaliar a convergência entre noventa e oito países de 1960 a 1985. Utilizando regressões para as taxas de crescimento médio anual para o PIB real per capita contra diversas variáveis independentes¹⁶, Barro (1991) verificou que para um dado nível de PIB per capita, a taxa de crescimento estava positivamente relacionada ao nível de capital humano inicial¹⁷. Ademais, mantendo constante as variáveis relacionadas ao capital humano, o crescimento subsequente estaria relacionado negativamente ao nível de PIB per capita inicial.. Sob estas

¹⁵ Antigos países socialistas ligados a União Soviética.

¹⁶ Para as a lista e definições das variáveis utilizadas ver Barro (1991, p. 439).

¹⁷ Barro (1991) usou as taxas de matrícula escolar da educação primária e secundária como *proxy* para o capital humano.

características, o trabalho de Barro (1991) corroboraria a hipótese da convergência condicional.

A formalização matemática da regressão para o teste de convergência foi realizada por Barro e Sala-i-Martin (1992), e por Mankiw, Romer, e Weil (1992), sendo ambas fundamentadas nos modelos de crescimento neoclássico. A derivação do modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992) foi descrita anteriormente, e a de Mankiw, Romer e Weil (1992) é semelhante a aquela. Para fins de comparação seguem abaixo as duas regressões para o teste de convergência.

Barro e Sala-i-Martin (1992):

$$\frac{1}{T} * \log \left[\frac{y(T)}{y(0)} \right] = x + \frac{1-e^{-\beta T}}{T} * \log \left[\frac{\hat{y}^*}{\hat{y}(0)} \right] \quad (28)$$

Mankiw, Romer e Weil (1992):

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (29)$$

Onde:

$y(t)$ = Nível de renda por trabalhador efetivo no tempo t

$y(0)$ = Nível de renda por trabalhador efetivo no período inicial

y^* = Nível de renda por trabalhador efetivo no estado estacionário

λ = Taxa de convergência

Verifica-se que aplicando a propriedade logarítmica da subtração¹⁸ a (28), dividindo por T , e considerando $\beta = \lambda$, tem-se a expressão (29), apenas diferindo pela constante do progresso tecnológico (x). Ressalta-se que a taxa de convergência λ é o parâmetro de ajustamento da economia em direção ao seu *steady-state*, e está relacionada às características da região estudada, como a taxa de crescimento populacional e a depreciação. Assim, como Islam (2003) já havia destacado, as expressões (28) e (29) poderiam ser estimadas de maneira mais natural considerando os dados de uma economia ao longo do tempo, avaliando a possibilidade de ela estar indo na direção do seu estado estacionário. Porém tanto Barro e

¹⁸ Log de um quociente: $\ln\left(\frac{u}{v}\right) = \ln(u) - \ln(v)$ (CHIANG, 2006, p.256)

Sala-i-Martin (1992), quanto Mankiw, Romer e Weil (1992) utilizaram o corte transversal para avaliar a convergência de rendas entre economias distintas.

Os resultados de Barro e Sala-i-Martin (1992) para os quarenta e oito estados contínuos americanos entre os anos 1840 e 1988, indicaram a existência de convergência no sentido de que o crescimento per capita da renda era mais rápido quanto mais distante ela estivesse da sua posição de estado estacionário, estando a taxa de ajustamento próxima a 2% ao ano¹⁹. Outrossim, os testes de convergência incondicional de Mankiw, Romer e Weil (1992) para vinte e dois países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) para o período de 1960 a 1985, apontaram para a não rejeição da hipótese de convergência absoluta.

Segundo Caselli, Esquivel e Lefort (1996, p.1), com a publicação de dados agregados para diversos países na décadas de 1980 e 1990, houve uma profusão de trabalhos a respeito da convergência de renda, levando a quase um consenso de que as economias convergiriam para seu nível de *steady state* a uma taxa de 2% ao ano. Não estando de acordo com estes resultados, os autores buscaram mostrar a inadequação das estimações das regressões comumente utilizadas para testar a convergência. O modelo que consideraram para o estudo do crescimento econômico entre países possuía o seguinte formato estatístico:

$$\ln(Y_{i,t}) - \ln(Y_{i,t-\tau}) = \beta \ln(Y_{i,t-\tau}) + W_{i,t-\tau}\delta + \eta_i + \xi_t + \epsilon_{i,t} \quad (30)$$

Onde:

$Y_{i,t}$ = PIB per capita do país i no período t

$W_{i,t}$ = Vetor de determinantes do crescimento econômico

η_i = Efeito específico do país i e invariante no tempo

ξ_t = Constante para um período específico

$\epsilon_{i,t}$ = Termo de erro

Na expressão acima o efeito específico, η_i , engloba características individuais que não são passíveis de controle pelo vetor $W_{i,t}$, além, há o termo defasado do PIB per capita, $Y_{i,t-\tau}$, assim, este possuirá correlação com η_i , invariante no tempo. Destarte, ao se estimar a equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não levando em conta os efeitos

¹⁹ Considerando o intervalo 1960-1985, variáveis adicionais, e duas amostras de países (98 nações e 20) Barro e Sala-i-Martin (1992) novamente encontraram uma taxa de convergência próxima a 2%.

individuais, o coeficiente estimado da renda defasada, β , será viesado para cima, o que subestimará o taxa de convergência a qual a economia se dirige ao *steady state*.

O segundo ponto criticado por Caselli, Esquivel e Lefort (1996) refere-se a endogeneidade de alguma variável do vetor $W_{i,t}$, citando por exemplo a taxa de investimento em capital físico que seria determinada simultaneamente pela taxa de crescimento da renda per capita. Na ocorrência desta situação, o coeficiente estimado da variável endógena seria viesado, trazendo novamente problemas quanto as conclusões fundamentadas na estimação por MQO.

O procedimento adotado pelos autores para contornar o problema dos efeitos individuais foi a utilização da transformação em primeira diferença das variáveis, enquanto que para a endogeneidade usou-se os valores passados das variáveis explanatórias como instrumentos. Através do Método Generalizado dos Momentos (GMM) encontrou-se uma taxa de convergência de 10% para 97 países entre 1960 e 1985, contrastando assim com os 2% normalmente encontrados na literatura sobre o tema da década de 1990.

Dentro do estudo da convergência condicional, um importante questionamento é sobre quais variáveis condicionantes deveriam ser incluídas na regressão. O trabalho Sala-i-Martin (1997) ao considerar 62 variáveis e rodar mais de dois milhões de regressões traz indícios sobre as variáveis explanatórias significativas para o crescimento econômico. Destaca-se que o autor manteve fixo para todos os modelos o nível de renda em 1960, a expectativa de vida em 1960, e a taxa de matrícula no ensino primário em 1960. Entre as 22 variáveis significativas ressalta-se as variáveis regionais, África Sub-Sariana e América Latina, com efeitos negativos sobre o crescimento econômico, e o grau de Capitalismo, tendo impacto positivo²⁰.

Barro e Sala-i-Martin (2004) testam a predição neoclássica da convergência de rendas para regiões dentro dos países. De acordo com os autores, tecnologias, preferências, e instituições tendem a ser mais semelhantes entre regiões de um mesmo país do que entre nações, assim a hipótese da convergência absoluta parece se aplicar com maior probabilidade as primeiras. Outra consideração que os autores fazem é que apesar das barreiras para a movimentação de pessoas e capitais serem menores dentro dos países, e assim ir de encontro com a suposição de uma economia fechada, o modelo de crescimento neoclássico ainda permite uma estrutura teórica útil para a análise empírica.

²⁰ Para a lista das demais variáveis significativas ver Sala-i-Martin (1997, p.181).

Dois conceitos de convergência, os quais são avaliados posteriormente em três estudos, são expostos em Barro e Sala-i-Martin (2004). O primeiro refere-se a β – *convergência*, que ocorre quando economias mais pobres alcançam as mais ricas em termos de renda per capita. A segunda definição chama-se σ – *convergência*, e está presente quando a dispersão das rendas per capita das economias se reduz com o passar do tempo²¹.

Iniciando a análise empírica, Barro e Sala-i-Martin (2004) utilizam dados da renda per capita de quarenta e oito estados americanos (1880-2000), quarenta e sete províncias japonesas (1930-1990), e noventa regiões em oito países europeus, (1950-1990). Segundo os autores, os resultados sugerem a existência de β – *convergência* para as economias regionais estudadas. Isso significa que as regiões mais pobres em termos de renda per capita cresceram mais rapidamente que as mais ricas dentro de cada país. Ainda, a convergência seria absoluta porque as rendas convergem quando nenhuma outra variável explicativa é incluída no modelo além da renda per capita inicial. As estimativas de β – *convergência* foram similares nos três estudos, por volta dos 2% a 3% ao ano, significando uma velocidade de convergência lenta, pois levaria entre 25 a 35 anos para que fosse eliminada pela metade a diferença entre as rendas per capita das regiões (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004, p.496)²².

Entre os primeiros trabalhos utilizando a abordagem de corte transversal sobre convergência de renda para o Brasil pode-se citar Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Azzoni (2001). Nestes estudos a regressão do crescimento da renda per capita dos estados contra a renda inicial per capita foi estimada²³, e os resultados apontaram para convergência de rendas, apesar de que tanto em Ferreira e Ellery Jr. (1996), para 1970-1990, quanto em Azzoni (2001), para 1948-1995, as taxas de convergência foram baixas, 1,3% e 0,68% ao ano, respectivamente, implicando em uma meia-vida de 56 anos no primeiro e 102 anos no segundo.

Testes de convergência também foram realizados para microrregiões nordestinas (MATOS FILHO; SILVA; CARVALHO, 2012), municípios mato-grossenses (DASSOW; COSTA; FIGUEIREDO, 2011), e municípios brasileiros (COELHO; FIGUEIREDO, 2007). Em todas as pesquisas a regressão neoclássica de Barro e Sala-i-Martin (1992) foi testada, porém Dassow, Costa e Figueiredo (2011) acrescentaram dependência espacial ao modelo, e Coelho e Figueiredo (2007) empregaram o método *regression tree* para identificar qual das

²¹ Um maior detalhamento sobre σ – *convergência* encontra-se na seção sobre distribuição.

²² O tempo necessário para reduzir pela metade o *gap* entre as rendas per capita é conhecido como meia-vida e pode ser calculado dividindo-se o logaritmo natural de 2 pela taxa de convergência estimada.

²³ Em Ferreira e Diniz (1995) a equação empregada não possui derivação matemática da teoria neoclássica, diferentemente de Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Azzoni (2001), que utilizaram a metodologia de Barro e Sala-i-Martin (1992,1995) fundamentada nas hipóteses neoclássicas.

hipóteses de convergência – absoluta, condicional ou clube – estaria mais em acordo com os dados analisados.

2.2.2 Abordagem de Séries temporais

A análise de convergência utilizando séries temporais lança mão da seguinte equação (ISLAM, 2003):

$$y_t = \mu - \beta gt + (1 + \beta)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Considerando y_t como a série temporal do desvio da renda per capita de uma economia específica em relação a renda per capita de uma economia de referência, pode-se avaliar a existência de convergência entre elas com base em um teste de raiz unitária²⁴.

Para que ocorra convergência, $(1 + \beta)$ deve ser menor que 1, ou seja, y_t não pode ter raiz unitária, desta maneira os efeitos de choques sobre a renda per capita não seriam permanentes e as disparidades entre economias seguiriam um processo estacionário levando a chamada convergência estocástica (CARLINO; MILLS, 1993). Caso contrário os impactos poderiam levar a desvios que não desaparecem mesmo no longo prazo, impossibilitando qualquer tendência à convergência.

É importante notar que a expressão (29) considera para todo o período analisado uma mesma tendência determinística, porém se isto não ocorrer a inferência baseada no modelo conduziria a interpretações equivocadas. Tendo isto em vista, Carlino e Mills (1993) acrescentaram uma quebra temporal no ano de 1946 em seu teste de raiz unitária sobre a renda relativa de oito regiões americanas. As evidências encontradas para o período de 1929 a 1990 foi de que teria ocorrido convergência estocástica, em outras palavras, a renda per capita de cada região estaria convergindo para a média nacional.

Ao invés de se testar a convergência de cada economia em relação a um *benchmark* como no caso acima, Bernard e Durlauf (1995) optaram por uma análise de cointegração para um conjunto de países. Para os autores p países ($p = 1, \dots, n$) convergem se as previsões de longo prazo da produção para todos os países são iguais em um tempo t :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{1,t+k} - y_{p,t+k} | I_t) = 0 \quad \forall p \neq 1 \quad (32)$$

Onde:

²⁴ A expressão (29) é a equação Dickey-Fuller com passeio aleatório e tendência.

y = produto real per capita

I_t = Conjunto de informações no período t .

Caso $(y_{1,t+k} - y_{p,t+k})$ seja um processo estacionário com média zero, então ocorreria convergência multivariada do produto entre os p países. Ainda, mesmo que não haja este tipo de convergência é possível que os choques, neste caso permanentes, tenham consequências semelhantes, apesar de desproporcionais, sobre as economias. Ou seja, existiriam tendências comuns entre os produtos per capita do conjunto de países estudados. Pela definição de Bernard e Durlauf (1995):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{1,t+k} - \alpha'_p \bar{y}_{t+k} | I_t) = 0 \quad \forall p \neq 1 \quad (33)$$

Onde:

$$\bar{y}_{t+k} = [y_{2,t}, y_{3,t}, \dots, y_{p,t}]$$

No intuito de testar a convergência e as tendências comuns entre 15 países da OEDC entre 1900 e 1987, Bernard e Durlauf (1995) empregaram as técnicas para séries multivariadas desenvolvidas por Phillips e Ouliaris (1988) e Johansen (1988). Apesar da análise apontar para a rejeição da hipótese da convergência de rendas, identificou-se a existência de fatores comuns afetando as economias avaliadas.

O conceito de convergência estocástica de Carlino e Mills (1993), ao postular convergência quando o log do produto relativo for estacionário em tendência, permitiria diferenças permanentes entre os produtos per capita. Uma definição mais forte de convergência, segundo Li e Papell (1999), é a chamada convergência determinística que ocorre quando o log do produto per capita relativo é estacionário em nível. Para averiguar este tipo de convergência os autores rodaram o teste ADF sem tendência para as diferenças entre rendas per capita e a média do grupo para 16 países da OECD entre 1900 e 1989. Ademais, outra distinção para o trabalho de Carlino e Mills (1993) refere-se a quebra temporal. Enquanto estes tomaram o ano de 1946 exogenamente para incorporar mudanças estruturais do pós II Guerra Mundial, Li e Papell (1999) selecionaram o ponto de ruptura de maneira endógena, assim os anos escolhidos para cada economia podiam diferir²⁵.

²⁵ A Austrália teve o ano de quebra mais antigo, 1923, e a Alemanha o mais recente, 1945.

Tomando em conta o cenário brasileiro, Barossi-filho e Azzoni (2003) inserem-se no grupo dos pioneiros quanto a utilização da abordagem de séries temporais no estudo da convergência. Os resultados encontrados indicaram a presença de convergência estocástica para as macrorregiões, excetuando a região Norte, e a heterogeneidade quanto a convergência da renda dos estados em relação a média da região onde estão inseridos. Se por um lado os estados das regiões Norte, Centro-Oeste e Sudeste apresentaram tendência a convergência, nas regiões do Nordeste e Sul, exceções foram encontradas.

Um dos problemas existentes nos testes de raiz unitária refere-se ao seu baixo poder, ou seja, a rejeição da não convergência é muito pouco provável quando esta hipótese de fato não se mantém. Por este motivo Mello (2010) estima intervalos de confiança para as raízes, através da inversão da estatística t do teste ADF, em vez de estimações pontuais²⁶. O procedimento adotado resultou em largos intervalos de confiança, os quais não permitiram excluir a possibilidade de que todas as séries são estacionárias, e, assim, não rejeitou-se a hipótese da convergência estocástica para as rendas relativas dos estados brasileiros.

Diferentemente da conclusão de Mello (2010), Lima, Notini e Gomes (2010) não encontraram, em geral, evidências de convergência estocástica quando examinaram as rendas dos estados relativas a renda de São Paulo através de testes de raiz unitária e modelos ARFIMA (*Auto-Regressive-Fractionally-Integrated-Moving-Average*)²⁷.

2.2.3 Abordagem da Distribuição

Uma terceira perspectiva sobre a convergência objetiva analisar a distribuição da rendas ao invés da aproximação de um conjunto de economias em relação a um estado estacionário (*cross-section*), ou a um *benchmark* (séries temporais). A abordagem da distribuição tem se dirigido em duas linhas, uma avaliando a σ – *convergência*, e a outra baseando-se no formato da distribuição das rendas (ISLAM, 2003).

A σ – *convergência* ocorreria se o desvio-padrão do logaritmo da renda per capita de um grupo de economias diminuísse com o passar do tempo. Esta variância pode ser expressa da seguinte maneira (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004):

$$\sigma_t^2 = \frac{\sigma_u^2}{1-e^{-2\beta}} + \left(\sigma_0^2 - \frac{\sigma_u^2}{1-e^{-2\beta}} \right) * e^{-2\beta t} \quad (34)$$

²⁶ Para o detalhamento do método, ver Stock (1991)

²⁷ Os autores fazem um resumo do método e indicam Baillie (1996) para uma discussão maior sobre o processo de integração fracionada.

Onde:

σ_t^2 = Variância do log (y_{it}) no tempo t ;

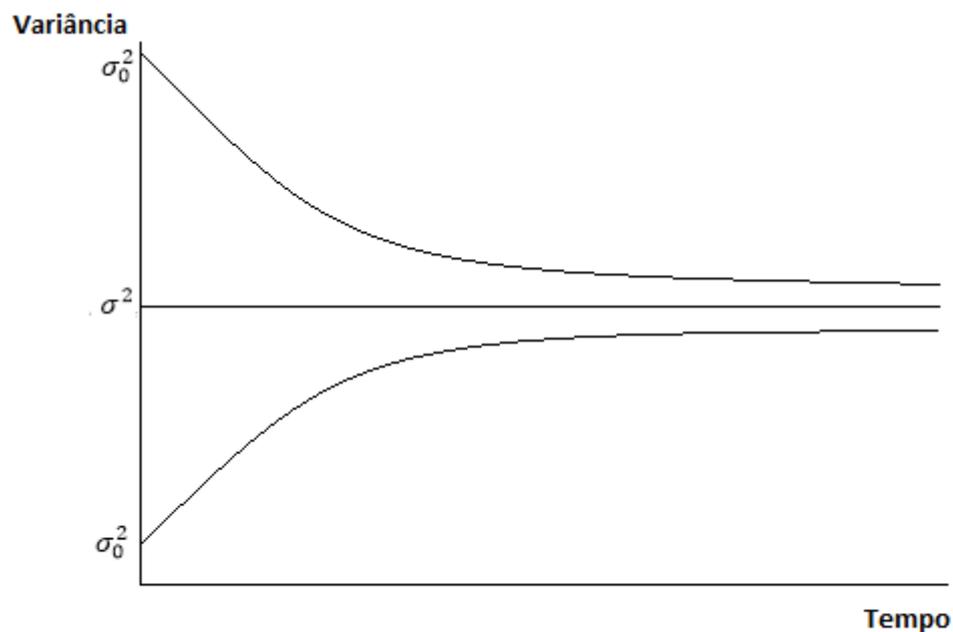
σ_u^2 = Variância do distúrbio;

σ_0^2 = Variância do log (y_{i0});

β = Taxa de convergência.

No longo prazo σ_t^2 pode diminuir ou aumentar se o seu valor inicial, σ_0^2 , estiver acima ou abaixo do seu nível de steady-state, σ^2 (**Figura 4**), de tal sorte que a ocorrência de β – *convergência* (economias pobres crescendo mais rapidamente que as ricas) não implica necessariamente em σ – *convergência* (redução da dispersão das rendas per capita).

Figura 4 - Possíveis trajetórias da dispersão



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

A segunda linha de pesquisa considera a evolução da distribuição da renda de um grupo de países ao longo do tempo. Ao estimar a distribuição de probabilidade para anos diversos, e confrontar os formatos de curvas encontrados, infere-se a respeito dos prováveis cenários: concentração em relação à média, dispersão, criação de modas, etc.²⁸

Ainda que este tipo de análise permita a caracterização da distribuição total, ela não traz informações a respeito dos movimentos das economias dentro da distribuição (LE

²⁸ As funções de densidade (distribuição) podem ser estimadas pelo método não paramétrico *kernel*.

GALLO, 2004). Nesse sentido, a esta avaliação estática, Quah (1993, 1995, 1996, 1997) acrescentou a dinâmica por meio da matriz de transição de Markov²⁹.

Considerando F_t a distribuição das rendas de um conjunto de países no período t , de tal maneira que esta siga a seguinte lei do movimento (QUAH, 1993):

$$F_{t+1} = M * F_t \quad (35)$$

Onde M é uma matriz quadrada onde as entradas indicam a probabilidade de mudança de um determinado estado em t , para outro em $t+1$, e que para o caso de tempo discreto chama-se matriz de transição, e, para tempo contínuo, *kernel* estocástico³⁰.

Assumindo que M é estável ao longo do tempo, a distribuição futura para s períodos a frente seria:

$$F_{t+s} = (M * M * \dots * M) * F_t = M^s * F_t \quad (36)$$

Então, tomando $s \rightarrow \infty$, poder-se-ia estimar a distribuição de renda provável de longo prazo. A convergência ocorreria se F_{t+s} tendesse a um ponto de massa, enquanto uma distribuição bimodal indicaria divergência. E foi neste sentido que os trabalhos de Quah (1993, 1995) apontaram, ou seja, haveria uma tendência a polarização no mundo entre países ricos e pobres criando dois cumes (*twin peaks*) na distribuição da renda. Ademais, evidências encontradas em Quah (1996) indicaram ser pouco provável que uma economia pobre consiga alcançar os níveis de países ricos, significando altos índices de persistência entre as distribuições.

Especificamente para o caso Europeu, Fingleton (1997) e Le Gallo (2004) investigaram as disparidades entre regiões europeias com a utilização de cadeias de Markov. Ambos os autores identificaram a existência de desigualdades permanentes entre 1975 e 1993 (FINGLETON, 1997), e entre 1980 e 1995 (LE GALLO, 2004).

A tendência a bimodalidade apresentada por Quah para os países, repetiu-se para o Brasil no trabalho de Gondim e Barreto (2004). Os autores usaram o núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência e acrescentaram a dimensão espacial ao estudo, chegando a conclusão de que haveria dois grupos de renda no país, um composto pelos

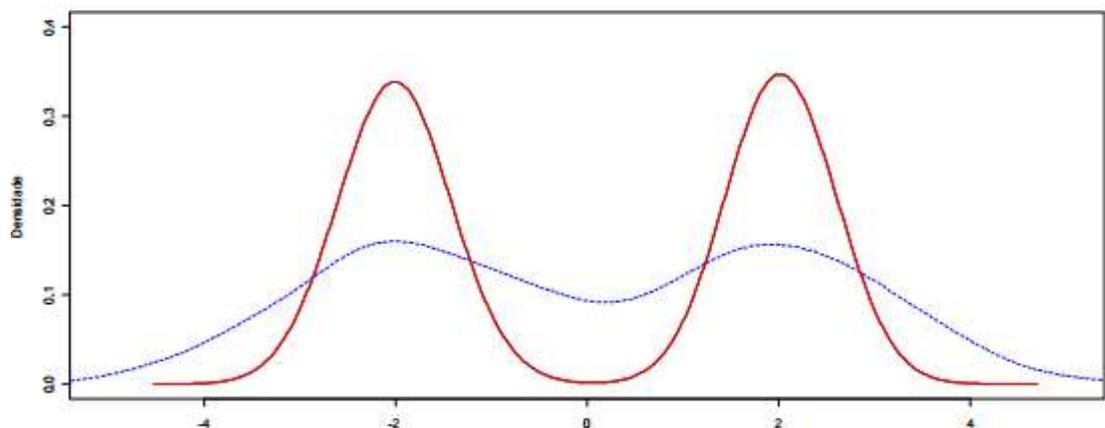
²⁹ Processos (cadeias) de Markov são utilizados para estimar mudanças ao longo do tempo (CHIANG; WAINWRIGHT, 2006, p.77). Uma propriedade da cadeia de Markov é que a probabilidade de um determinado estado ocorrer é predita unicamente com base nos estados da observação imediatamente anterior (HOWARD; RORRES, 2004, p. 390).

³⁰ A construção de uma matriz de transição de cinco estados (5X5) é descrita em Quah (1993).

estados mais ricos (renda acima da média nacional), formado pelos estados da região Sul, mais São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo e Amazonas, e outro de estados mais pobres (PIB per capita inferior a 0,8 da média nacional) composto por toda a região Nordeste e Norte, com exceção do Amazonas, Mato Grosso e Goiás. Ainda, a proximidade mostrou-se relevante na formação dos clubes, pois os territórios mais pobres apresentaram maiores dificuldades de sair desta condição por estarem próximas de outras regiões pobres.

Avaliando a **Figura 5** é possível perceber que a aproximação da distribuição de rendas em relação a média (curva azul para a vermelha) não implica em unimodalidade. Constatando que concomitantemente à redução na desigualdade total pode estar ocorrendo a consolidação da polarização (clubes de ricos e pobres), Figueiredo e Porto Júnior (2012) utilizam dois indicadores da distribuição bimodal (*overlap* e trapézio) - instrumental proposto por Anderson et al. (2012) - para sugerir que mesmo havendo redução na concentração de renda entre Estados e Municípios brasileiros, não se pode afirmar que existe convergência de renda, pois estaria ocorrendo polarização, onde o subconjunto Norte/Nordeste teria rendas mais baixas e o Resto do País, rendas mais altas.

Figura 5 - Polarização como uma redução da variabilidade intragrupos



Fonte: Figueiredo e Porto Júnior (2012).

2.2.4 Outras Abordagens

A diversidade de perspectivas sobre a hipótese da convergência vai além das três abordagens consideradas, por este motivo optou-se por um seção que aglutinasse outras metodologias. Apesar de estarem relacionados diretamente ou indiretamente aos procedimentos já expostos, os trabalhos compilados adicionam outros elementos à análise da

convergência, seja através de modelagens econométricas não-lineares (PENNA; LINHARES, 2013), pela importância dada a dimensão espacial (KRUGMAN, 1991, FREITAS; ALMEIDA, 2015), pelo emprego de dados em painel (BERTUSSI; FIGUEIREDO, 2009) ou mesmo pela utilização simultânea de várias técnicas no estudo da distribuição regional da renda (YAMAMOTO, 2008; TIRADO et al.; 2015).

No que concerne a questão espacial, um aspecto considerado por Krugman (1991) em seu modelo econômico de aglomeração produtiva foi a possibilidade de uma região com alta concentração populacional acabar igualmente concentrando a produção de manufaturas³¹. Porém este mesmo adensamento industrial acabaria por atrair mais indivíduos para aquele local, ocasionando um efeito de retroalimentação. Dentre os motivos para as empresas se instalarem onde há uma grande quantidade de pessoas encontram-se a proximidade da demanda pelos seus produtos, reduzindo assim o custo de transporte, e os ganhos de escala, ao se elevar a produção.

A partir de determinado ponto onde os custos de transportes tornam-se baixos o suficiente para atrair as indústrias, gerando ganhos de escala, e reduzindo os preços dos produtos consumidos, a população irá começar a se concentrar e as regiões começarão a divergir, criando um padrão centro-periferia. Na área principal tem-se salários mais altos e um setor manufatureiro, em contrapartida na área secundária as remunerações são menores e a agricultura é a força motriz da economia. Esta distinção entre as regiões tende a se fortalecer a medida que o processo se desenvolve tornando difícil a convergência entre economias.

Além do efeito retroalimentação, a perpetuação das características econômicas de um local pode estar associada a região onde a economia está inserida, de tal maneira que ocorra uma dependência espacial entre as regiões estudadas. Assim os movimentos da renda em um determinado local estariam correlacionados as tendências apresentadas na sua vizinhança.

Um procedimento possível para considerar o impacto do espaço geográfico sobre as variáveis do modelo é o emprego da regressão ponderada geograficamente. O método leva em conta tanto a dependência espacial quanto a heterogeneidade (observável e não observável) existente entre as economias, e foi utilizado no estudo sobre convergência de rendas desenvolvido por Freitas e Almeida (2015). Neste trabalho os autores tomaram a taxa de crescimento do PIB real por trabalhador de 148 países como variável dependente, e

³¹ Para Silva e Silva (2005) os modelos de aglomeração produtiva são associados vulgarmente a “nova geografia econômica”, e dividem-se entre os que consideram ou não a mobilidade do trabalho. Como em Krugman (1991) a hipótese da existência da migração é aceita, o modelo se enquadraria nos estudos de economias regionais (Silva; Silva, 2005, p. 269).

encontraram evidências de que nações relativamente próximas estão convergindo a taxas semelhantes, formando assim múltiplos equilíbrios.

Quanto a modelagem econométrica, normalmente utiliza-se uma formulação semelhante a de Barro e Sala-i-Martin (1992) ou Mankiw, Romer e Weil (1992) para o teste de convergência, seja absoluta ou condicional. Estes modelos possuem uma forma funcional linear, ou seja a taxa de crescimento da renda per capita teria uma variação constante para cada variação unitária da renda inicial. Segundo Penna e Linhares (2013) se as regiões estudadas não dividem um mesmo estado estacionário, talvez fosse melhor o emprego de um modelo não-linear. Os autores, então, empregaram os modelos não-lineares de Hansen (2000) e Phillips e Sul (2007) para testar a hipótese da convergência e identificaram uma divisão entre os estados do centro/sul (PIB per capita mais elevado) e do norte/nordeste (PIB per capita baixo) brasileiro.

Por meio da metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003), Bertussi e Figueiredo (2009) comparam as hipóteses da convergência absoluta, condicional e de clubes entre os países da América Latina e do Leste Asiático. Os dados em painel referem-se as nações destas regiões e oito intervalos quinquenais de 1960 a 2000. O procedimento inicia-se com a determinação dos clubes de países através do método da Mínima Variância³², posteriormente realiza-se o teste da convergência absoluta, da convergência condicional, e então testa-se a convergência de clubes acrescentando *dummies* ao intercepto e ao coeficiente angular, para assim verificar se os parâmetros estimados diferenciam-se de um clube para o outro.

Os resultados finais apontaram para a superioridade da hipótese de convergência condicional sobre a absoluta, ressaltando a importância das variáveis de controle no processo de convergência. Ademais, a hipótese da convergência clube se sobrepôs à condicional, evidência de que as condições iniciais impactam nas taxas de crescimento da renda dos países analisados.

A utilização de diversas ferramentas para a análise da distribuição de renda entre regiões foi o procedimento adotado por Yamamoto (2008) e Tirado et al. (2015). Ao invés de empregar apenas um método para averiguar a evolução das rendas nos Estados Unidos (YAMAMOTO, 2008) e na Espanha (TIRADO et al., 2015), os estudos foram divididos em quatro partes. A primeira avaliava a desigualdade através de índices como o de Williamson, Gini e Theil, em seguida abordou-se a modalidade por meio das funções de densidade *kernel*,

³² Para mais detalhes sobre o método da Mínima Variância ver o artigo em questão (BERTUSSI; FIGUEIREDO, 2009, p.14)

então foi estimada a matriz de transição de Markov para avaliar a mobilidade, e por fim a concentração espacial (*clustering*) foi medida pela estatística de autocorrelação espacial.

O instrumental adotado em Yamamoto (2008) e Tirado et al. (2015) é exposto detalhadamente na seção da metodologia. A abordagem desenvolvida nestes trabalhos foi a escolhida para analisar a hipótese da convergência de renda para os estados e municípios brasileiros. Acredita-se que o ferramental utilizado traz importantes informações sobre a evolução da distribuição de renda de uma maneira menos complexa que alguns métodos econométricos, tornando acessível a compreensão por um público maior.

3 METODOLOGIA

Os dados empregados no estudo foram o PIB per capita nominal de estados e municípios para os anos de 1999 a 2013, e a latitude e longitude destas regiões no ano de 2010. A escolha deste intervalo foi devida à disponibilidade de dados consolidados, ou seja, não havia necessidade de divisões entre PIB e população para se encontrar o PIB per capita, o que poderia ocasionar distorções devido às bases de dados assimétricas. Todas as informações foram coletadas diretamente do *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ressalta-se que em 2015 o Brasil possuía 5.570 municípios³³, porém considerando a oferta de dados, a pesquisa restringiu-se a 5.506.

Os programas utilizados para os cálculos foram Excel 2013, e o R, versão 3.2.2., sendo que as rotinas implementadas constam no anexo.

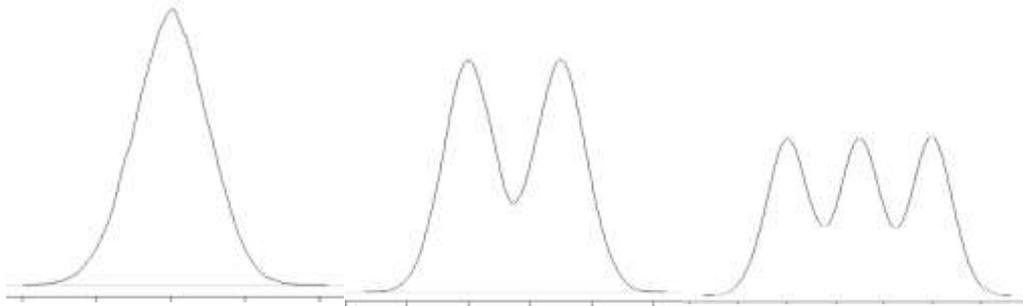
A metodologia empregada para a análise da distribuição de renda regional toma como referência o trabalho de Tirado et al. (2015), e é subdividida em três partes: modalidade, mobilidade e aglomeração espacial. A escolha desta abordagem ocorreu por se tratar de exame multidimensional que engloba desde a distribuição da renda, passando pelos movimentos intradistributivos, até a importância do espaço geográfico nas discrepâncias entre os PIB's dos estados e municípios brasileiros.

3.1 MODALIDADE

No intuito de avaliar a presença de diferentes modas na distribuição das rendas per capita dos estados e municípios, foi utilizada a estimação de densidade *kernel*, método também empregado em Quah (1996, 1997), Yamamoto (2008), Tirado et al. (2015), entre outros. Através deste instrumental é possível identificar a existência de polarização, que ocorre quando a probabilidade em pontos distintos da distribuição torna-se cada vez maior ao longo do tempo. Quando grupos de economias com diferentes níveis de renda começam a se formar, a densidade estimada deixa de ser unimodal, e torna-se bimodal, ou multimodal, como exemplificado na **Figura 6**.

³³ Informação disponibilizada pelo IBGE no endereço eletrônico:
<http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/imprensa/ppts/0000002313040817201504092887232.pdf>.
Acesso em 10 de janeiro de 2016.

Figura 6 - Formação de polarização



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

O estimador *kernel* de densidade possui um apelo intuitivo pois dá maior peso aos valores mais próximos da observação em questão, e menor para os distantes. Pode-se construí-lo através da seguinte expressão (WAND; JONES, 1995):

$$\hat{f}(x; h) = (nh)^{-1} \sum_{i=1}^n K\{(x - X_i)/h\} \quad (37)$$

Onde:

K = Função de ponderação que satisfaz $\int K(x)dx = 1$, chamada de *kernel*;

h = Parâmetro de suavização, conhecido como *bandwidth*;

x = Observação particular da amostra;

X_i = Demais observações da amostra.

A expressão acima indica que para um dado PIB per capita municipal (ou estadual), maior será o valor atribuído pela função quanto maior a quantidade de municípios (ou estados) com PIB per capita semelhante ou próximo ao PIB per capita em questão. Assim, por meio do formato da distribuição estimada infere-se a respeito dos níveis de renda nos quais encontra-se uma quantidade relevante de economias. Realizando o mesmo procedimento para diversos anos, é possível comparar a evolução das modas, e analisar se há evidências de convergência (tendência a unimodalidade), ou divergência (tendência a multimodalidade).

Para calcular o estimador *kernel* normalmente utiliza-se uma função de densidade de probabilidade univariada simétrica em torno de zero em K , garantindo que $\hat{f}(x; h)$ seja também uma densidade (WAND; JONES, 1995). Neste trabalho emprega-se o *kernel*

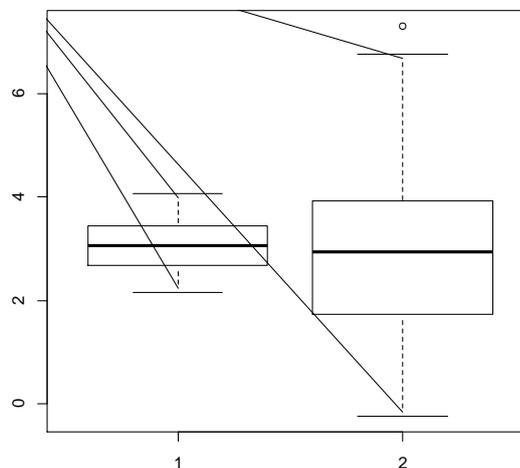
Gaussiano, ou seja, é usada a função de densidade normal padrão como ponderação, e a seleção da *bandwidth* é feita com base na regra de bolso de Silverman (1986)³⁴.

Uma outra maneira de comparar distribuições é através dos diagramas de caixa, ou *boxplots*. Estes gráficos compactam informações sobre a distribuição, como a mediana, quantis e observações atípicas (*outliers*), e sua construção não é complexa, entretanto trazem menos detalhes do que o histograma ou a densidade *kernel* (WICKHAM; STRYJEWSKI, 2011).

Na figura 6 temos um exemplo de *boxplots* para duas distribuições. A caixa no centro é construída com as observações que estão entre o 1º quartil e o 3º quartil da distribuição, a linha horizontal dentro da caixa é a mediana, e as linhas pontilhadas informam a respeito dos valores adjacentes superiores e inferiores³⁵. Os pontos acima e abaixo referem-se a observações atípicas³⁶.

A comparação entre distribuições é feita por meio da análise da extensão da caixa, quanto maior, mais dispersas estão as observações. Assim, na **Figura 7** os dados mostram uma aumento da dispersão no segundo período, indicando um processo de divergência.

Figura 7 - Boxplots para duas distribuições



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

³⁴ No *software R*, a seleção de h pela regra de Silverman é feita pelo comando: `bw.nrd0(x)`, onde “x” é um vetor numérico.

³⁵ Valores adjacentes superiores: entre o 3º quartil e o 3º quartil + 1,5 X Amplitude Interquartil (3º quartil – 1º quartil). Valores adjacentes inferiores: entre o 1º quartil e o 1º quartil – 1,5 X Amplitude Interquartil.

³⁶ Valores atípicos: aqueles que estão abaixo do 1º quartil menos 1,5 X Amplitude Interquartil, ou acima do 3º quartil mais 1,5 X Amplitude Interquartil.

3.2 MOBILIDADE

A estimação de densidade *kernel* e os *boxplots* auxiliam na comparação entre distribuições, entretanto pouco nos dizem a respeito dos movimentos intradistributivos. Mesmo que o formato dos gráficos não tenha se alterado, pode ter ocorrido mudanças na ordenação dos produtos per capita dos estados e municípios, por este motivo emprega-se a matriz de transição de Markov, o índice de Shorrocks e o coeficiente de correlação Tau de Kendall, ferramentas analíticas que captam a dinâmica distributiva.

A matriz de transição capta as probabilidades das observações permanecerem ou mudarem de posição entre o período t e $t+1$, assim precisamos inicialmente considerar como esta modificação ocorre. Seguindo Quah (1993), denotemos a distribuição dos produtos per capita no período t por F_t , e sua evolução pela seguinte lei do movimento

$$F_{t+1} = M * F_t \quad (38)$$

A alteração entre as distribuições é descrita pela matriz de transição M . Ainda, considerando o processo sem distúrbios, e que M é invariante no tempo, pode-se tomar s iterações a frente, identificando distribuições futuras:

$$F_{t+s} = (M * M * \dots * M) * F_t = M^s * F_t \quad (39)$$

Conforme Quah (1993) explicita, se s tender ao infinito, podemos encontrar a provável distribuição de renda de longo prazo – distribuição limite - das economias analisadas, sendo a convergência absoluta identificada por um ponto de massa, e a divergência por uma distribuição bimodal.

Para a construção da matriz de transição, em primeiro lugar decidimos o número de classes entre as quais os PIB's per capita serão divididos. Seguindo Quah (1993), optou-se por cinco classes³⁷:

Cada classe corresponde a um nível de renda relativa:

Classe 1: muito pobre – $\leq 1/4$ da renda média;

Classe 2: pobre – $1/4 < \text{renda relativa} \leq 1/2$ da renda média;

³⁷ Inicialmente as classes foram divididas considerando um intervalo construído pela fórmula $I = \frac{PIBpc \text{ Máximo} - PIBpc \text{ Mínimo}}{5}$. Entretanto, devido aos valores extremos superiores, municípios ou estados com PIB per capita muito elevados, quase todas as economias enquadraram-se entre pobres e muito pobres. Assim optou-se por seguir a classificação de Quah (1993).

Classe 3: médio – $\frac{1}{2} < \text{renda relativa} \leq \text{renda média}$;

Classe 4: rico – $\text{renda média} < \text{renda relativa} \leq 2 \times \text{renda média}$;

Classe 5: muito rico - $> 2 \times \text{renda média}$.

Separa-se, então, os estados e municípios nesta classificação para o período inicial e final, e avalia-se a frequência conjunta das mudanças entre classes. Em seguida divide-se a frequência de cada transição pelo somatório da respectiva linha, calculando assim as probabilidades das transições, que serão as entradas da matriz de Markov. A probabilidade de uma economia ser da classe i no período inicial, e da classe j no período final, denomina-se P_{ij} .

Com a matriz de transição M construída, pode-se calcular as probabilidades limites, π_j , e a distribuição de longo prazo:

$$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^n, j \geq 0 \quad (40)$$

Então, segundo Ross (2010), π_j é a solução única e não negativa de:

$$\pi_j = \sum_{i=0}^{\infty} \pi_i P_{ij}, j \geq 0 \quad (41)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \pi_j = 1$$

Abaixo segue um exemplo de uma matriz de transição com cinco classes:

Figura 8 - Matriz de Transição hipotética

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5
Classe 1	0,6	0,3	0,1	0	0
Classe 2	0,1	0,7	0,15	0,05	0
Classe 3	0	0,1	0,5	0,3	0,1
Classe 4	0	0	0,15	0,8	0,05
Classe 5	0	0	0,05	0,05	0,9

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Nesta matriz hipotética, o município ou estado que no período inicial encontrava-se na classe das economias mais pobres (Classe 1), possuía 10% de probabilidade de alcançar a

classe média (Classe 3), assim como uma região muito rica (Classe 5) tinha 5% de chance de descender para a classe média (Classe 3).

A partir do cômputo da matriz de transição é possível calcular o Índice de Shorrocks (1978), uma maneira alternativa de medir mobilidade, na qual considera-se os valores da diagonal principal de M e o número de classes escolhido:

$$IS = \frac{n^{\circ} \text{ de classes} - \text{traço de } M}{n^{\circ} \text{ de classes} - 1} \quad (42)$$

Onde:

IS = Índice de Shorrocks;

Traço de M = Somatório dos elementos da diagonal principal da matriz de transição.

Como as probabilidades constantes na diagonal referem-se a permanência entre classes, quanto maior seu somatório, menor o IS, indicando baixa mobilidade. O índice varia entre zero (ausência de mobilidade) e 1,25 (razão entre o número de classes e o número de classes menos um - mobilidade total). A construção do Índice é feita de duas maneiras:

Origem Fixa – O período inicial é o ano de 1999, e final, os anos de 2000, ..., 2013. Portanto é necessário primeiro calcular as matrizes de transição entre 1999-2000, 1999-2001, ..., 1999-2012, 1999-2013, para então encontrar o IS.

Origem Variável – O período inicial altera-se, mantendo-se constante a diferença entre os anos. Assim as matrizes de transição necessárias para o cálculo são as de 1999-2000, 2000-2001, ..., 2011-2012, 2012-2013³⁸.

A elevação do Índice de Shorrocks ao longo do tempo indica uma crescente mobilidade entre classes, o que poderia estar apontando para um processo de convergência de rendas. Entretanto, a transição de um nível de renda para o outro pode ser revertida em um período posterior, ocasionando a manutenção das posições relativas, não obstante o IS permanecer em patamares elevados.

Considerando a ressalva acima, buscou-se implementar o coeficiente de correlação τ de Kendall (1938), o qual avalia o grau de concordância entre as ordenações de cada par de observações. Se a economia A, no período inicial, estiver a frente da economia B em termos de PIB per capita, e continuar nessa posição relativa no período final, diz-se que o par é

38 Como o cômputo de Origem Fixa possui intervalos maiores que o de Origem Variável, é esperado que o primeiro aponte para maior mobilidade (SHORROCKS, 1978).

concordante. Caso a economia B tenha ultrapassado a economia A no período final, o par é discordante.

Para n indivíduos – neste caso, n economias – existem $n(n-1)/2$ comparações possíveis, e o coeficiente de correlação de *ranking*, τ de Kendall, é dado por:

$$\tau = 2\Sigma/n(n - 1) \quad (43)$$

Onde:

Σ = Total de pares concordantes menos o total de pares discordantes.

Se não ocorrer qualquer alteração entre as posições das economias, o coeficiente atinge seu valor máximo de +1. Em contrapartida, se houver total inversão das ordenações, o resultado é igual a -1. Desta maneira, se τ decrescer com o passar do tempo, haveria uma indicação de que estados e municípios localizados em posições inferiores do *ranking* estão atingindo colocações mais elevadas, enquanto que economias situadas acima estão perdendo posições.

O coeficiente de correlação também possui duas formas de cálculo:

Origem Fixa – O período inicial é o ano de 1999, e final, os anos de 2000, ..., 2013.

Origem Variável – O período inicial altera-se, mantendo-se constante a diferença entre os anos: 1999-2000, 2000-2001, ..., 2011-2012, 2012-2013.

Destaca-se que a constatação da alteração entre ordenações não significa convergência, pois pode estar ocorrendo uma troca de posições relativas, perpetuando as disparidades. Entretanto, partindo de um cenário desigual, a inexistência de movimentação manteria a mesma distribuição de renda regional, por este motivo uma elevação do Índice de Shorrocks concomitante a uma redução do τ de Kendall, apontaria, se não para a convergência, ao menos para uma maior atividade entre classes de renda. Em outras palavras, um aumento da mobilidade é condição necessária, porém não suficiente para amenizar uma distribuição desigual entre economias regionais.

3.3 AGLOMERAÇÃO ESPACIAL

A análise da convergência encerra-se com o uso da estatística de autocorrelação espacial I de Moran. O objetivo desta ferramenta é averiguar o grau de correlação entre observações considerando a distância existente entre os locais avaliados. Um resultado

positivo significaria que economias com rendas per capita elevadas situam-se próximas umas às outras, assim como regiões pobres também estariam relativamente mais perto. Por outro lado, um coeficiente negativo levaria a crer que municípios (estados) ricos seriam vizinhos de municípios pobres, e vice-versa. Caso o valor encontrado esteja próximo a zero, haveria aleatoriedade quanto a distribuição do PIB per capita, e a questão espacial não teria relevância.

A estatística para duas dimensões desenvolvida por Moran (1950) pode ser representada segundo Tirado et al. (2015) pela seguinte equação:

$$I = \frac{n^{\circ} \text{ de regiões } \sum_i \sum_j w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (44)$$

Onde:

w_{ij} = Matriz de ponderação espacial;

Y_i = PIB per capita da região i ;

Y_j = PIB per capita da região j ;

\bar{Y} = PIB per capita médio.

Os valores extremos são -1 e $+1$, e o cálculo é realizado para cada um dos anos estudados. A matriz de ponderação é:

$$w_{ij} = \left(1 - \left(\frac{D_{ij}}{H_i}\right)^2\right)^2 \quad (45)$$

Onde:

D_{ij} = Distância entre i e j ;

H_i = A maior distância existente entre i e os demais locais³⁹.

Em uma circunstância onde uma comunidade pobre inserida em uma região igualmente pobre começa a alcançar níveis de renda mais altos, acercando-se do PIB per capita de regiões ricas, o I de Moran apresentaria uma redução com o passar dos anos, e a convergência de rendas estaria assim relacionada a diminuição desta estatística.

³⁹ Para o cálculo das distâncias entre estados, foram utilizadas as coordenadas das capitais de cada ente federativo.

No próximo capítulo será apresentada a análise dos resultados, seguindo a ordem supracitada, qual seja, primeiro os indicadores de modalidade, depois os referentes a mobilidade, e, em terceiro lugar, o coeficiente para o agrupamento espacial.

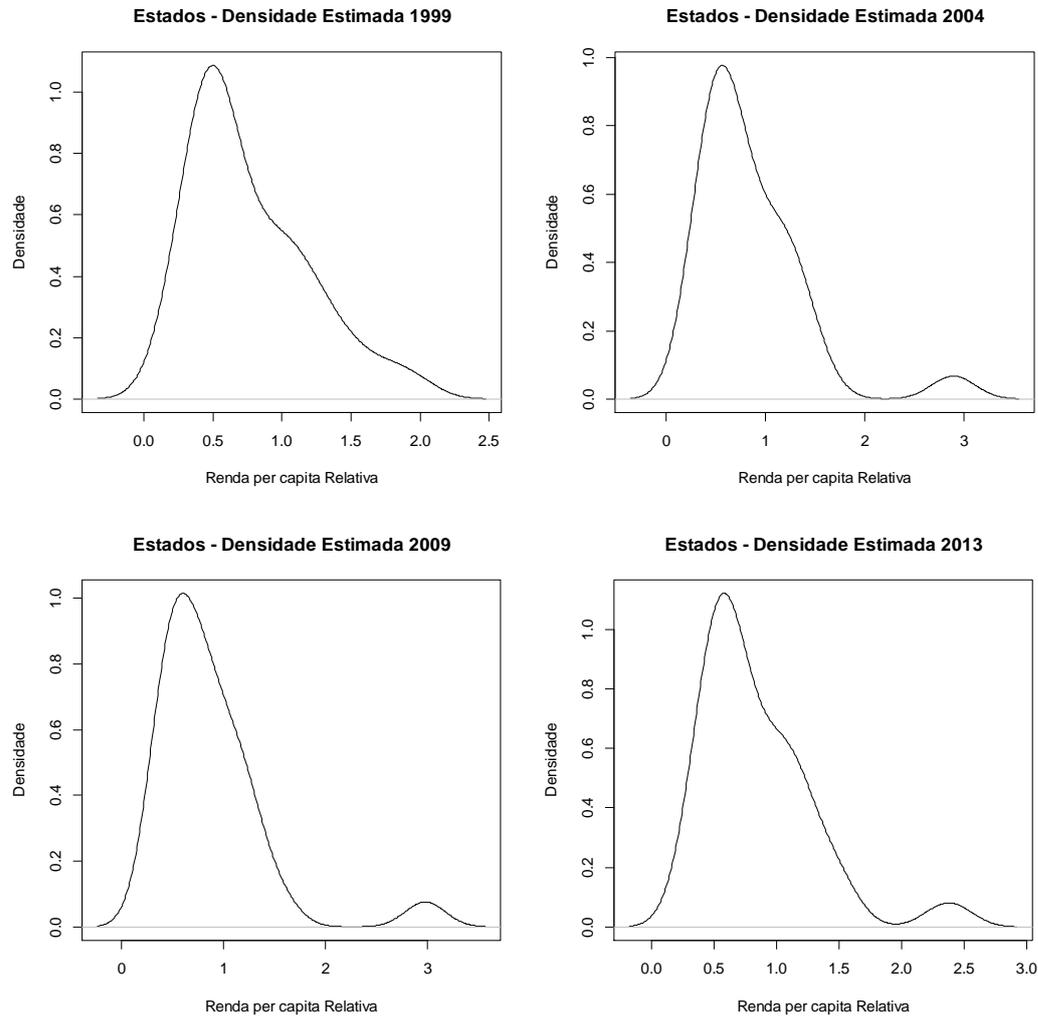
4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Este capítulo é dividido em duas partes, a primeira refere-se as análises dos dados estaduais, e a segunda, aos dados municipais. Em cada parte, é feita a análise da modalidade da distribuição de renda regional, após, avalia-se a mobilidade, e, em seguida, a aglomeração espacial. Os valores anuais dos PIB per capita das regiões foram divididos pelo PIB per capita brasileiro do respectivo período, conseqüentemente, todas as informações referem-se ao PIB per capita relativo anual das unidades geográficas estudadas.

4.1 ESTADOS

A primeira avaliação desenvolvida busca identificar mudanças na distribuição de renda regional através da estimação de densidade *kernel* e dos *boxplots*. Na **Figura 9** são mostrados quatro distribuições referentes a renda relativa dos estados para anos selecionados de 1999, 2004, 2009 e 2013. Percebe-se que entre 1999 e 2004 há o surgimento de uma curva mais à direita, a qual perpetua-se pelos anos seguintes. Esta nova moda deve-se à elevação do PIB per capita do Distrito Federal durante os anos estudados, ressaltando a ampliação da diferença de renda entre esta região e o restante do país. Ainda, parece ter ocorrido uma pequena redução na concentração de renda entre 2004 e 2009, a qual foi revertida no intervalo posterior.

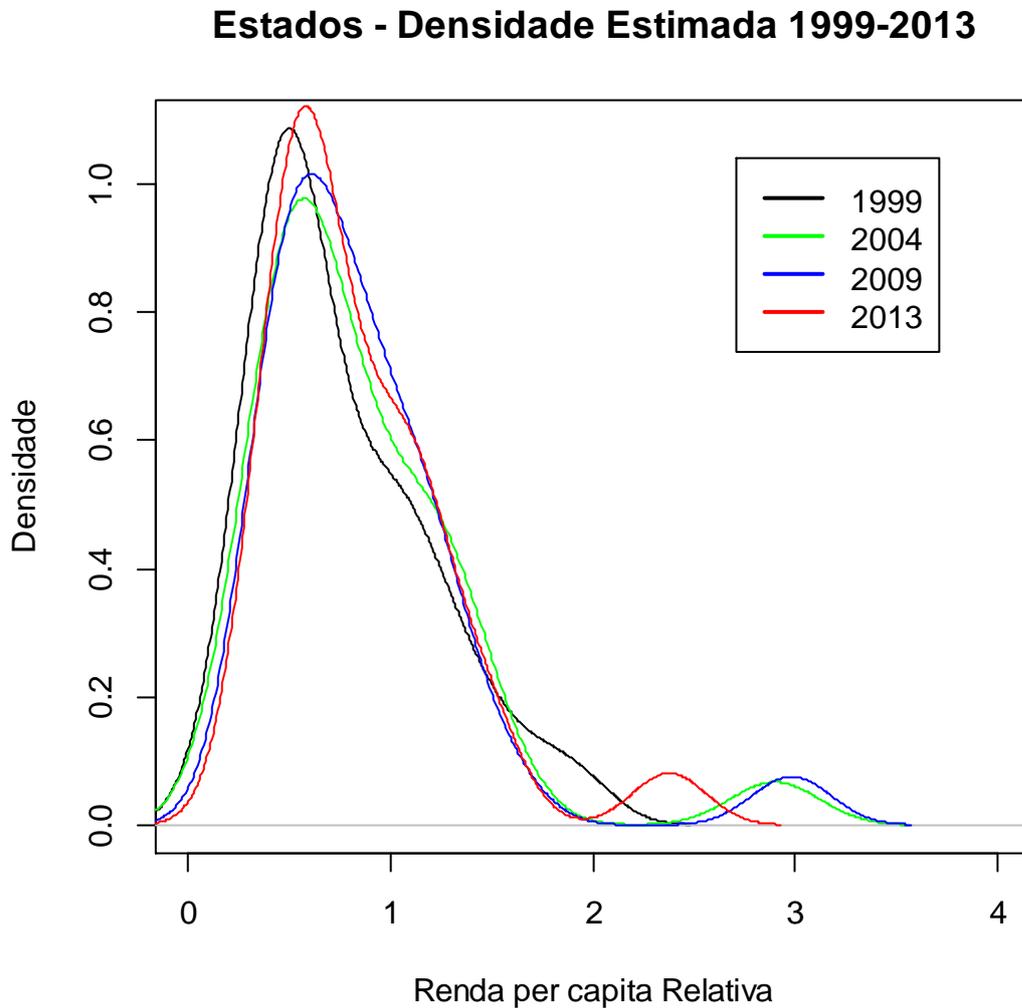
Figura 9 - Estados - Densidade Kernel



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Na **Figura 10**, encontra-se sobrepostos os quatro gráficos acima, buscando-se avaliar a hipótese da convergência. Para que esta não seja refutada, deveria ocorrer um aumento gradativo da densidade ao redor do valor 1 (renda média), de tal maneira que apenas uma moda vigorasse. Entretanto não é isto que transparece, evidenciando a permanência das desigualdades entre estados brasileiros.

Figura 10 - Estados - Densidades Kernel Sobrepostas

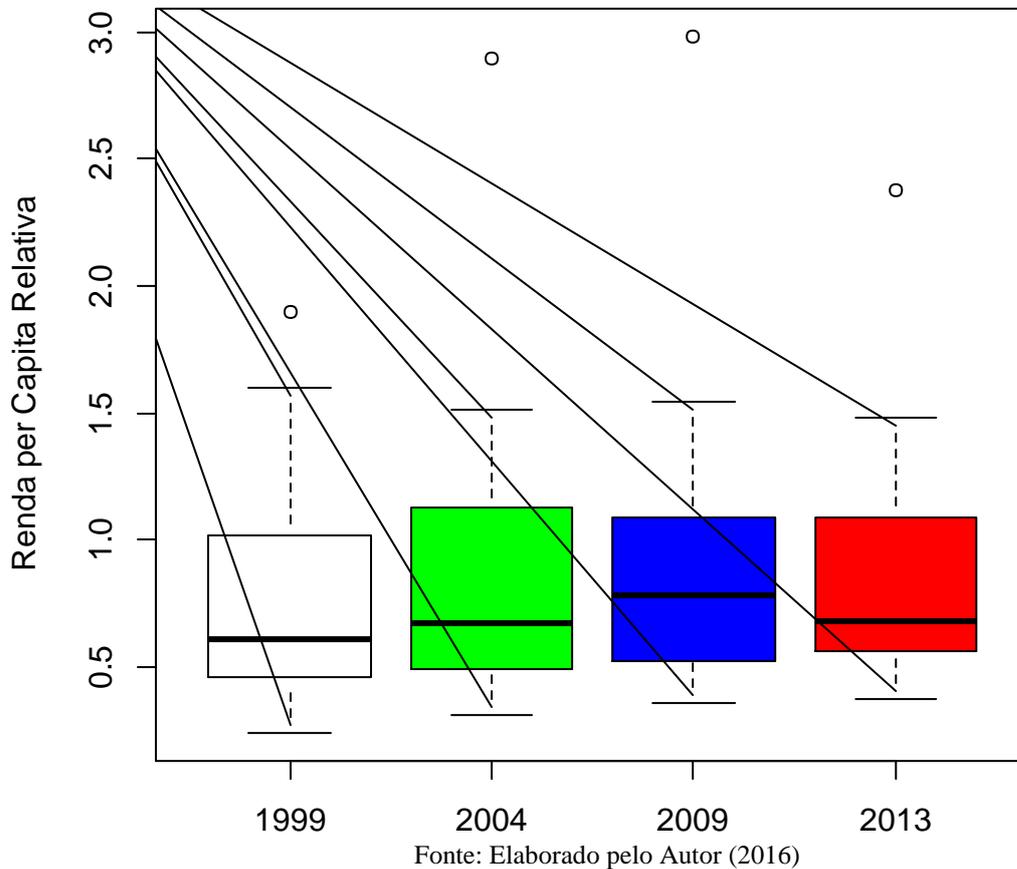


Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Com a utilização dos *Boxplots*, **Figura 11**, observa-se uma redução dos limites das distribuições, entretanto a mediana que tinha se elevado entre 1999 e 2009 como consequência de um movimento das rendas em direção a média nacional, retraiu-se para o mesmo nível de 1999, no último ano analisado, 2013. Novamente, não há indícios de convergência para os Estados. Por fim, o ponto em destaque nos quatro anos refere-se ao Distrito Federal, unidade da federação que possui em torno de duas vezes o PIB per capita brasileiro.

Figura 11 - Estados – Boxplots

Estados - Boxplots das Rendas per Capita 1999 - 2013



Quanto a análise da mobilidade, ressalva-se que devido a inexistência de alterações entre algumas classes, impedindo a estimação da distribuição de longo prazo, optou-se em manter as cinco divisões usadas por Quah (1993), mas alterando os intervalos. Assim os estados Muito Pobres são os que possuem até 40% da renda média, os Pobres, entre 40% e 80%, os Médios, entre 80% e 120%, os Ricos, entre 120% e 160%, e os Muito Ricos, acima de 160%. A matriz de transição encontra-se na **Tabela 1**, e a respectiva distribuição de longo prazo na **Tabela 2**.

Tabela 1 - Estados - Matriz de Transição

1999\2013	Muito Pobres	Pobres	Médios	Ricos	Muito Ricos
Muito Pobres	0,50000	0,50000	0,00000	0,00000	0,00000
Pobres	0,00000	0,91667	0,08333	0,00000	0,00000
Médios	0,00000	0,00000	0,85714	0,14286	0,00000
Ricos	0,00000	0,00000	0,50000	0,50000	0,00000
Muito Ricos	0,00000	0,00000	0,00000	0,50000	0,50000

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Como mostrado na **Tabela 1**, entre 1999 e 2013, a probabilidade de um estado Muito Pobre ascender de posição foi de 50%, de um estado Pobre alcançar a renda média, foi de 8,3%, e de um estado Médio se tornar Rico, foi de 14,28%. Por outro lado, um estado Rico teve 50% de chance de regredir para a renda média, e um estado Muito Rico, igualmente, 50% de probabilidade de descender para a classe dos Ricos.

Quanto a distribuição de longo prazo (**Tabela 2**), após 64 iterações, encontrou-se uma divisão entre duas classes, Médios e Ricos. Enquanto que 78% dos estados brasileiros tenderiam para o PIB per capita brasileiro, um grupo menor, 22%, teriam renda entre 120% e 160% da média. Desta maneira, a constatação de uma distribuição bimodal aponta para a manutenção da divergência de rendas entre os estados.

Tabela 2 - Estados - Distribuição de Longo Prazo

Muito Pobres	Pobres	Médios	Ricos	Muito Ricos
0%	0%	78%	22%	0%

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016)

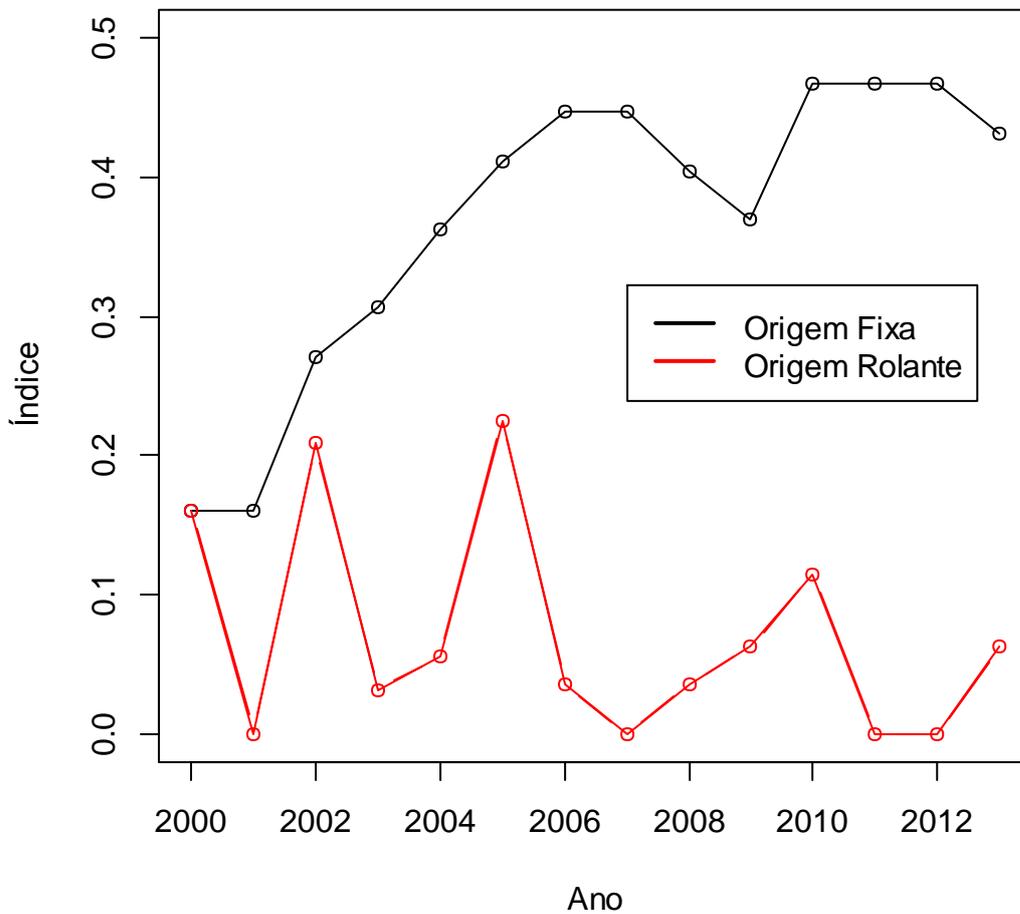
Complementando a análise da mobilidade (**Figura 12** e **Figura 13**), o índice de Shorrocks com período inicial fixo em 1999 (Origem Fixa), elevou-se até o ano de 2006, regrediu nos três anos seguintes, e retornou ao nível de 0,45 nos últimos quatro anos considerados. No mesmo intervalo o Tau de Kendall diminuiu até 2005, e depois estabilizou-se por volta 0,8. As duas estatísticas concordam entre si e nos informam um aumento da mobilidade até a metade dos anos 2000, quando houve uma crescente alteração de classes de renda entre os estados, e, posteriormente, uma estabilização nos níveis de mobilidade

Tomando como base apenas a diferença de um ano para os cálculos do Índice de Shorrocks e do Tau de Kendall (Origem Rolante), identifica-se como padrão a ausência de

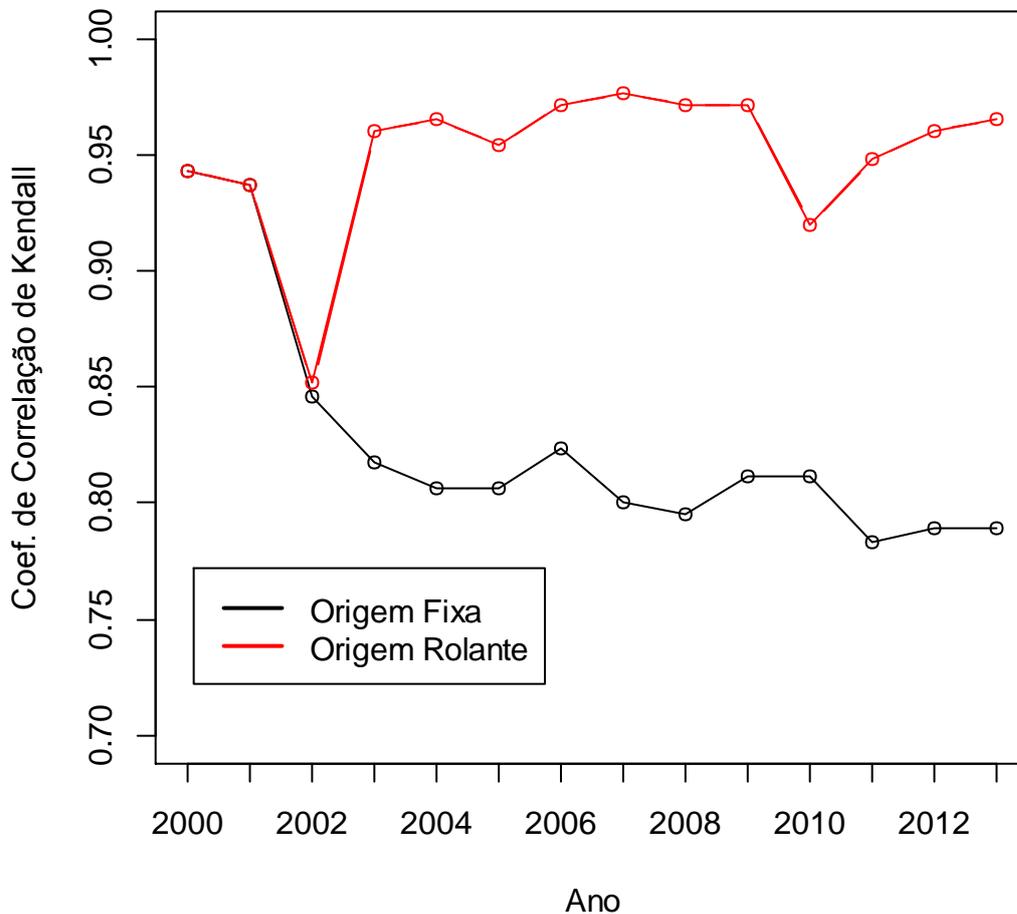
mobilidade, não obstante os intervalos 2001-2002 e 2009-2010 apresentarem resultados em linha com alterações entre classes de renda.

As duas análises - Índice de Shorrocks e do Tau de Kendall – sugerem que condições mais favoráveis para a existência de um processo de convergência surgiram no início do período considerado, e durante o intervalo de 2009 a 2010, após, os coeficientes se estabilizaram.

Figura 12 - Estados - Índice de Shorrocks



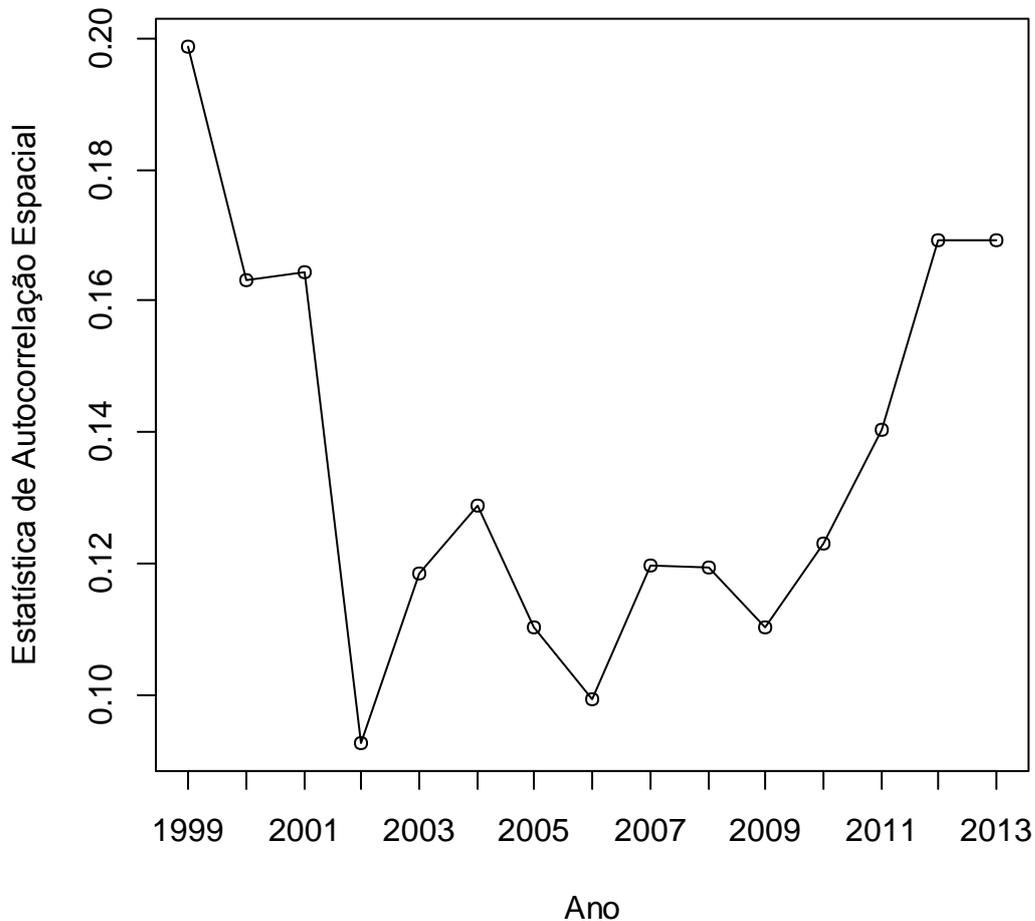
Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Figura 13 - Estados - Tau de Kendall

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016)

A estatística I de Moran considera o grau de correlação entre variáveis ponderando pelas distâncias entre os locais onde elas ocorrem, assim uma redução no seu valor informa uma queda nesta associação linear, e é isto que ocorreu entre 1999 e 2002, como mostra a **Figura 14**⁴⁰. Este movimento está em acordo com os descritos anteriormente, e evidencia a redução da homogeneidade econômica das regiões, em outras palavras estados inseridos em regiões pobres iniciaram um processo de aproximação ao PIB per capita de regiões ricas, ou mesmo, alguns estados ricos localizados em regiões abastadas tiveram seu PIB per capita reduzido, acercando-se da média nacional. Após este intervalo a estatística estabilizou-se e voltou a subir partindo de 2010, indicando um retorno às condições iniciais, ou seja, estados ricos e próximos elevaram seu PIB per capita distanciando-se da média nacional, ou mesmo, estados pobres e próximos reduziram seu PIB per capita distanciando-se da média nacional.

⁴⁰ Todos os valores encontrados são estatisticamente significativos a 5%.

Figura 14 - Estados - I de Moran

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

As três análises realizadas parecem apontar para um quadro de permanência das divergências entre PIB's per capita dos estados brasileiros. Um cenário bimodal continua a ser o mais provável, apesar de que no início do período avaliado, de 1999 a 2002, foi constatada uma maior mobilidade e uma possível redução da homogeneidade das rendas per capita de estados próximos. Estas evidências vão ao encontro dos trabalhos de Lima, Notini e Gomes (2010), Gondim e Batteto (2004) e Figueiredo e Porto Júnior (2012), que não identificaram a existência de convergência para os estados brasileiros.

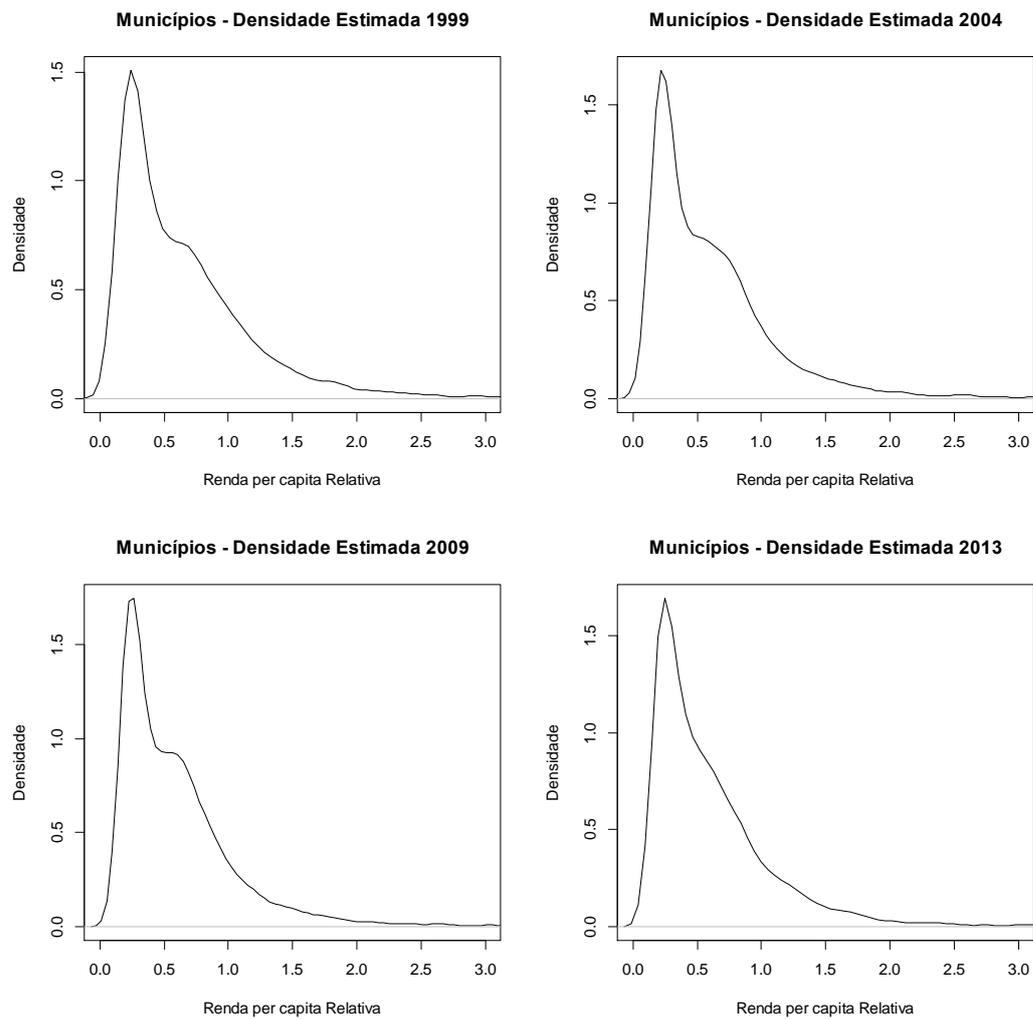
4.2 MUNICÍPIOS

O estudo da convergência para os 5.506 municípios inicia com as densidades estimadas pelo método *Kernel*. Na **Figura 15** constam as distribuições estimadas para os anos de 1999, 2004, 2009 e 2013. Identifica-se que a maior probabilidade ocorre para PIB's per capita inferiores a metade da média nacional, e que entre 1999 e 2009 estava ocorrendo a

formação de um grupo de municípios com renda próxima a 75% da média, porém esta tendência deixou de existir nos anos posteriores.

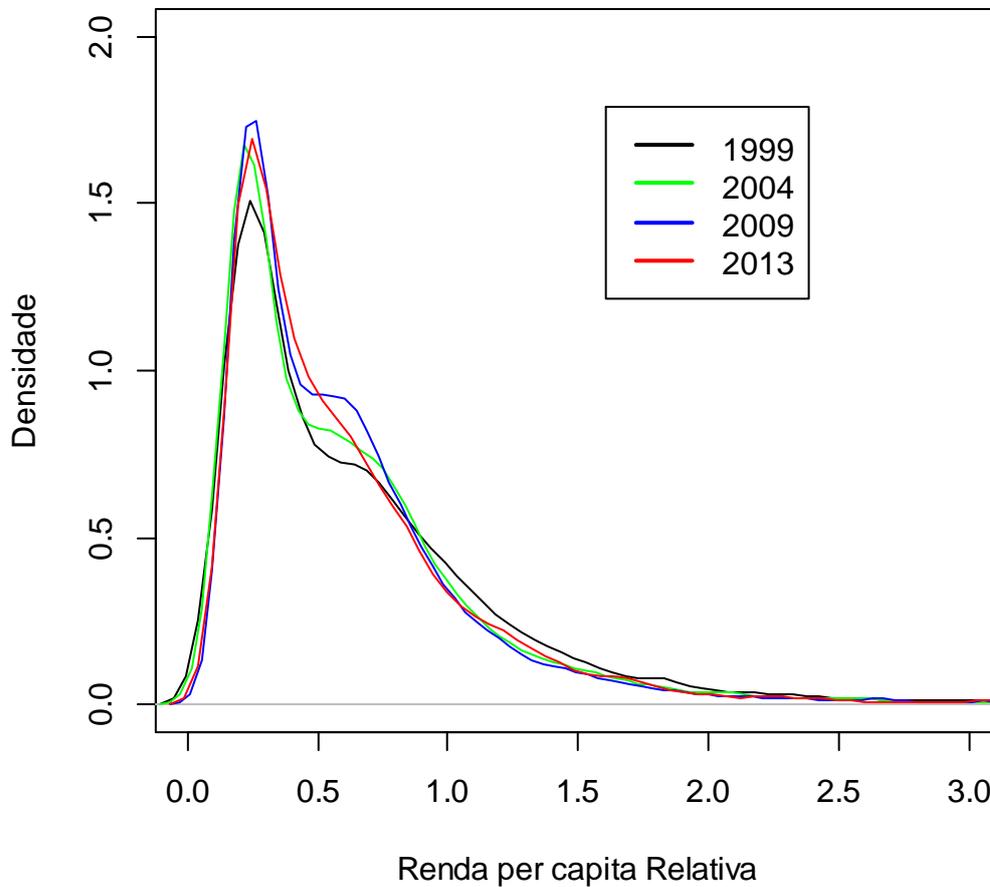
As estimações sobrepostas (*Figura 16*) evidenciam a criação de unimodalidade, no entanto isto não significa um processo de convergência, dado que a tendência não vai na direção da média nacional, mas sim no aumento de municípios com renda per capita baixa.

Figura 15 - Municípios - Densidade Kernel



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

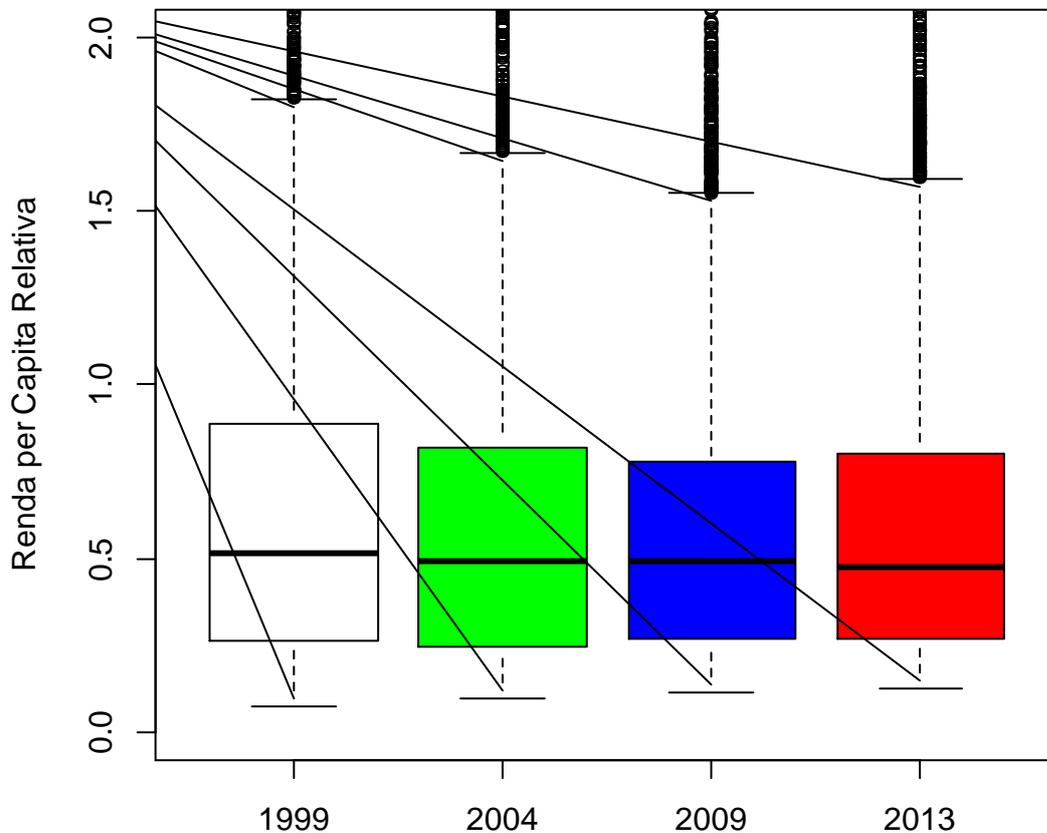
Figura 16 - Municípios - Densidades Kernel Sobrepostas



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Quanto aos *Boxplots* (**Figura 17**), não há alterações significativas entre os anos. A mediana manteve-se por volta da metade do PIB per capita nacional, os valores adjacentes inferiores ficaram quase inalterados, e os superiores regrediram pouco. Portanto, sob a ótica desta ferramenta não há modificações consideráveis que corroborariam a hipótese da convergência para os municípios brasileiros.

Figura 17 - Municípios – Boxplots das rendas per capita 1999-2013



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Concernente a mobilidade, a **Tabela 3** mostra que um município Muito Pobre em 1999 teve uma probabilidade de 23,8% de se tornar Pobre em 2013, e de 2,2% de ficar próximo ao PIB per capita brasileiro. Sendo uma cidade Pobre no início do período, houve uma probabilidade de 16,35% de ascender socialmente, e de 16,9% de regredir para classe Muito Pobre. Já para um município médio a chance de subir de classe foi de 13,68%, e de baixar, de 23,27%. Se a cidade fosse Rica em 1999, a probabilidade dela descender foi de quase 50%, enquanto a possibilidade de evoluir para classe Muito Rica, foi de 6%. Para os municípios Muito Ricos, houve uma probabilidade de 64,5% de cair de posição.

A estimação da distribuição de longo prazo (**Tabela 4**) informa que se a matriz de transição se mantiver constante com o passar dos anos, 62,14% dos municípios brasileiros terão um PIB per capita inferior a metade da média nacional, 27,25% ficarão na classe Média, e um grupo menor, aproximadamente 10%, seriam de Ricos e Muito Ricos. Os resultados apontam para um processo de divergência de renda, que mesmo no longo prazo tende a não se dissipar, mantendo as discrepâncias entre municípios ricos e pobres.

Tabela 3 - Municípios - Matriz de Transição

1999\2013	Muito Pobres	Pobres	Médios	Ricos	Muito Ricos
Muito Pobres	0,735893	0,238245	0,021944	0,003135	0,000784
Pobres	0,169113	0,667365	0,139762	0,018868	0,004892
Médios	0,005263	0,227485	0,630409	0,123392	0,01345
Ricos	0	0,044297	0,44629	0,448505	0,060908
Muito Ricos	0,005376	0,016129	0,188172	0,435484	0,354839

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

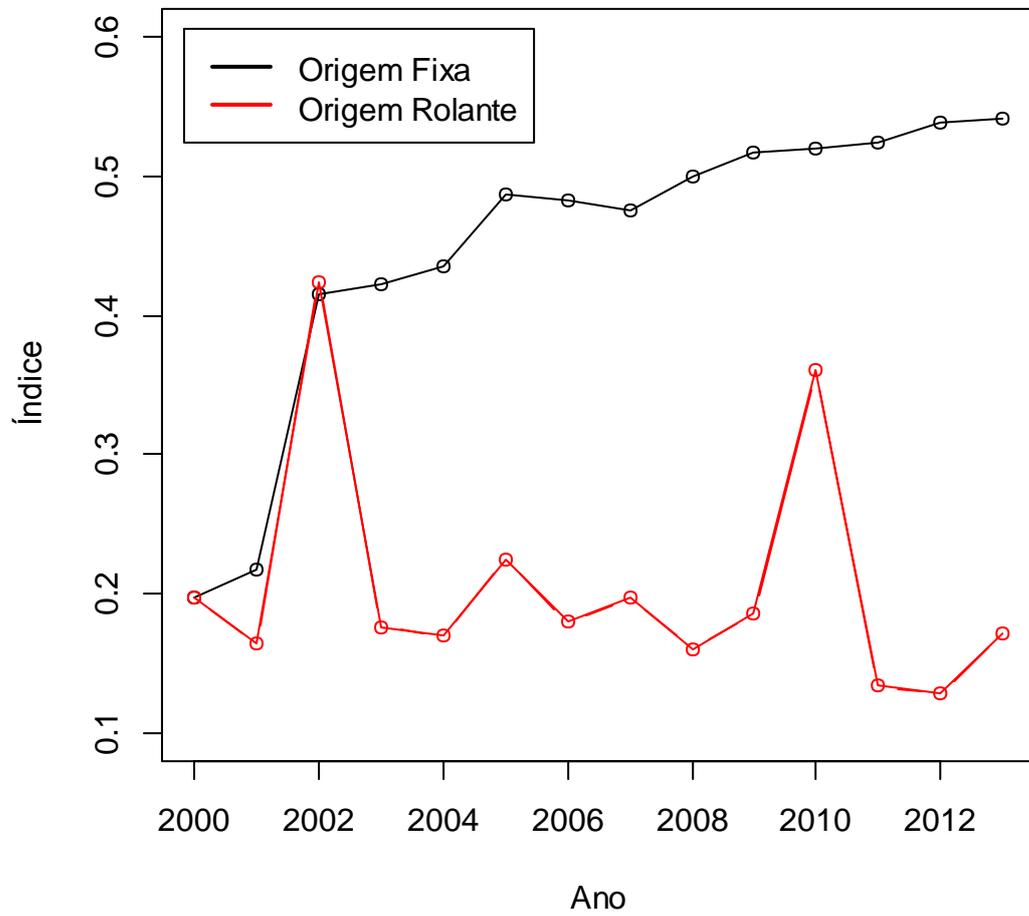
Tabela 4 - Municípios - Distribuição de Longo Prazo

Muito Pobres	Pobres	Médios	Ricos	Muito Ricos
24,61%	37,53%	27,25%	8,88%	1,72%

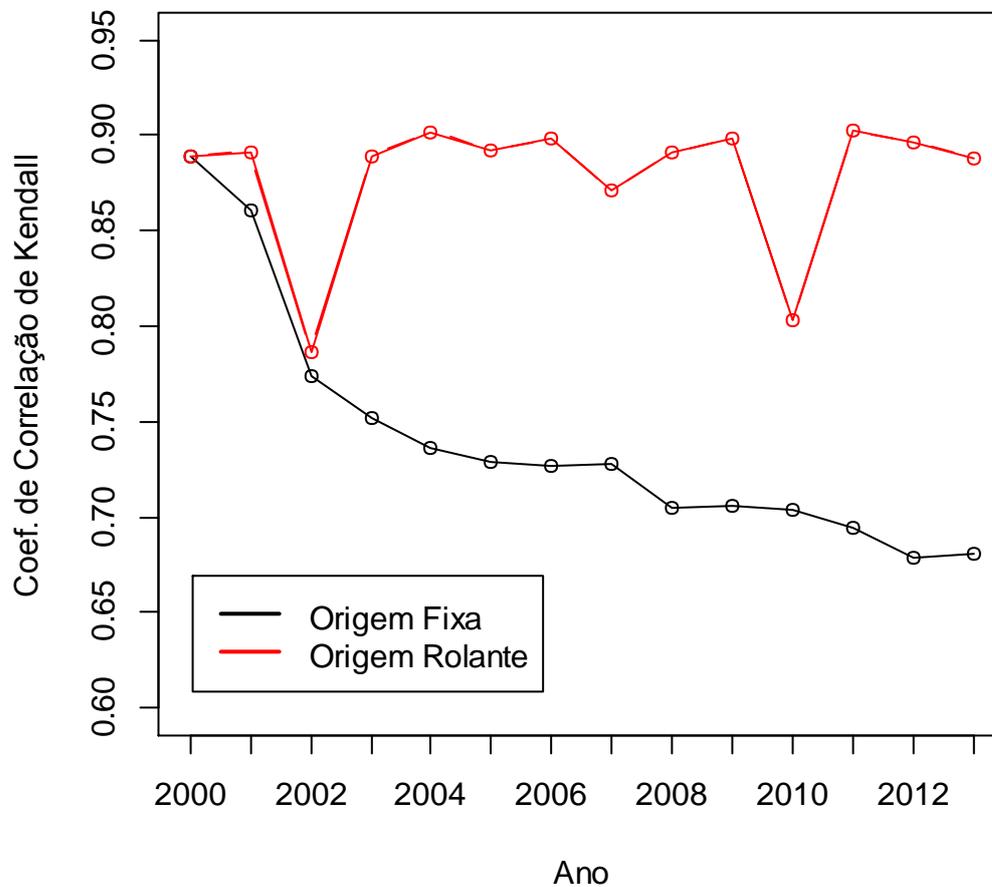
Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Os coeficiente de Shorrocks e Kendall (*Figura 18 e Figura 19*) para origem fixa indicam uma elevação da mobilidade com o passar do tempo, especialmente entre 1999 e 2002, quando as estatísticas tiveram as maiores variações. Depois deste período, as alterações de classes entre os municípios continuaram, porém com menos intensidade. Referente aos resultados ano a ano (Origem Rolante), o quadro apresentado mostra que apenas entre 2001-2002 e 2009-2010 ocorreram mudanças significativas entre classes e entre posições no ranking de PIB per capita dos municípios.

Em resumo, as estatísticas de Shorrocks e Kendall revelam um cenário de intensa mobilidade entre 1999 e 2002, e uma posterior acomodação das cidades em suas classes, excetuando-se um breve movimento entre 2009 e 2010. Resultados similares aos encontrados com os estados brasileiros.

Figura 18 - Municípios - Índice de Shorrocks

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

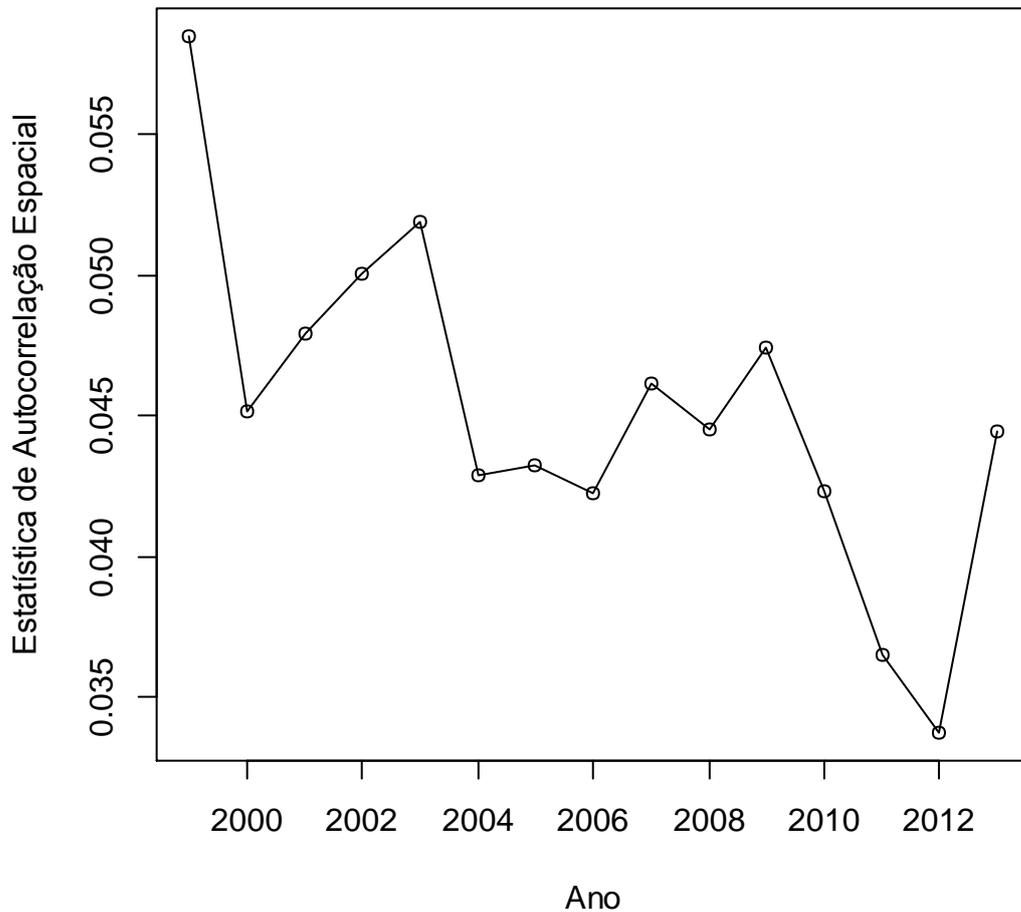
Figura 19 - Municípios - Tau de Kendall

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Na **Figura 20** estão representados os valores para a estatística de autocorrelação espacial do municípios. Os coeficientes são baixos⁴¹, indicando uma pequena relação entre a localização da cidade e seu PIB per capita. Em outras palavras, municípios pobres possuem na sua vizinhança municípios ricos, médios e pobres. Apesar de no Brasil existirem bolsões de pobreza, os resultados apontaram para a heterogeneidade na distribuição geográfica dos PIB's per capita. Quanto a tendência, verifica-se um movimento de queda para intervalo 1999-2011, havendo uma elevação em seguida. Assim, há uma indicação de que no período pesquisado, a heterogeneidade existente intensificou-se, reduzindo ainda mais o tênue agrupamento espacial de regiões ricas e pobres.

⁴¹ Todos os valores são significativos a 5%.

Figura 20 - Municípios - I de Moran



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

Com base nos análises feitas pode-se afirmar que a maior parte dos municípios brasileiros são pobres e tenderiam a continuar nesta situação, mesmo que a mobilidade entre classes tenha se elevado de 1999 a 2013. Ademais, não parece haver, pelo menos com base na estatística de Moran, relação entre a localização da cidade e o PIB per capita da região.

Assim como o estudo de Figueiredo e Porto Júnior (2012), os indícios encontrados apontaram para um estado de divergência. A distribuição da renda per capita alterou-se pouco nos anos avaliados, e a perspectiva de redução das desigualdades regionais, sem alterações na políticas públicas voltadas ao tema, é improvável.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo de crescimento econômico de Solow (1956) prediz que economias com baixos níveis de renda per capita tenderiam a crescer mais rapidamente do que as economias ricas, havendo assim convergência de rendas onde as desigualdades se reduziriam com o passar do tempo. Por outro lado os modelos de Romer (1986) e Lucas (1988) abrem a possibilidade da manutenção das diferenças entre os PIB per capita das regiões, ou até seu aprofundamento.

O debate sobre a convergência tem estimulado diversas pesquisas empíricas analisando as discrepância entre países, e, também, entre regiões de um mesmo país. Para o caso brasileiro foram encontradas evidências tanto de divergência (FIGUEIREDO; PÔRTO JÚNIOR, 2014; LIMA; NOTINI; GOMES, 2010; COELHO; FIGUEIREDO, 2007), quanto de convergência (MELLO, 2010). Desta maneira, o presente trabalho buscou dar sua contribuição analisando o PIB per capita de estados e municípios brasileiros entre os anos de 1999 a 2013 através de métodos quantitativos que avaliaram a modalidade (densidade *kernel* e *boxplots*), a mobilidade (matriz de transição, índice de Shorrocks e Tau de Kendall) e o agrupamento espacial (estatística I de Moran).

Os resultados encontrados apontam para a persistência das diferenças regionais tanto entre os estados, quanto entre os municípios, conseqüentemente não estaria ocorrendo um movimento de convergência. Além, foi constatado uma elevação da mobilidade de classes de renda entre 1999 e 2002, porém tal acréscimo não se manteve nos anos seguintes. O agrupamento espacial mostrou-se relevante apenas para os estados, enquanto que para os municípios a estatística I de Moran ficou próxima de zero, significando uma pífia relação entre o PIB per capita e a localização do município.

Ressalva-se que o período analisado talvez não reflita completamente uma tendência histórica, necessitando-se assim uma expansão do intervalo. O IBGE disponibiliza dados do PIB e da população dos estados a partir de 1940, e dos municípios desde 1920. Estas informações podem ser objeto de estudo para futuras pesquisas desde que consideradas os problemas advindos de uma base de dados onde milhares de municípios e alguns estados não existiam nos anos iniciais.

REFERÊNCIAS

- ALLEN, R. C.. American Exceptionalism as a Problem in Global History. **Oxford Economics: Discussion Paper**, Oxford, p.1-63, dez. 2013.
- ANDERSON, G.; LINTON, O.; LEO, T. A polarization-cohesion perspective on cross-country convergence. **Journal Of Economic Growth**, v. 17, p.49-69, 2012.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality. **The Annals Of Regional Science**, Nova Iorque, v. 35, p.133-152, fev. 2001.
- BAILLIE, R. T. Long memory processes and fractional integration in econometrics. **Journal Of Econometrics**, ., v. 73, p.5-59, 1996.
- BAROSSO-FILHO, M.; AZZONI, C. R. A time series analysis of regional income convergence in Brazil. **Texto Para Discussão Nereus**, São Paulo, p.1-19, set. 1003.
- BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **The Quarterly Journal Of Economics**, Cambridge, Estados Unidos, v. 106, p.407-443, maio 1991. Disponível em: <<http://www.econ.nyu.edu/user/debraj/Courses/Readings/BarroGrowth.pdf>>. Acesso em: 22 abr. 2015.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. 2. ed. Londres: The Mit Press, 2004.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X.. Convergence. **Journal Of Political Economy**, Chicago, v. 100, p.223-251, 1992. Disponível em: <http://dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/3451299/Barro_Convergence.pdf?sequence=4>. Acesso em: 28 abr. 2015.
- BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Show. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 76, p.1072-1085, dez. 1986. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Baumol1986.pdf>>. Acesso em: 16 abr. 2015.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Convergence in International Output. **Journal Of Applied Econometrics**, ., p.97-108, abr. 1995.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Interpreting tests of the convergence hypothesis. **Journal Of Econometrics**, ., v. 71, p.161-173, 1996. Disponível em: <<http://faculty.tuck.dartmouth.edu/images/uploads/faculty/andrew-bernard/je-convergence.pdf>>. Acesso em: 27 maio 2015.
- BERTUSSI, G. L; FIGUEIREDO, L. Hipótese de convergência:: uma análise para a América Latina e o leste asiático entre 1960 e 2000. **Texto Para Discussão**, Belo Horizonte, n. 354, p.01-24, 2009.
- CARLINO, G. A.; MILLS, L. O. Are U.S. regional incomes converging? **Journal Of Monetary Economics**, North-holland, p.335-346, nov. 1993.

CASS, D. Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. **The Review Of Economic Studies**, Oxford, Reino Unido, v. 32, p.233-240, jul. 1965. Trimestral. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Cass1965.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2015.

CHIANG, A. C; WAINWRIGHT, K. **Matemática para Economistas**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 659 p.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. de. Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, p.331-352, set. 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402007000300003&script=sci_arttext>. Acesso em: 07 maio 2015.

DASSOW, C; COSTA, R. M. G. S da; FIGUEIREDO, A. M. R. Crescimento Econômico Municipal em Mato Grosso: Uma Análise de Convergência de Renda. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, p.359-372, out. 2011.

DUONG, T.. **Ks: Kernel density estimation**. 2015. Disponível em: <<http://cran.r-project.org/web/packages/ks/vignettes/kde.pdf>>. Acesso em: 17 maio 2015.

DUONG, T.; HAZELTON, M. L. Convergence rates for unconstrained bandwidth matrix selectors in multivariate density kernel estimation. **Journal Of Multivariate Analysis**, Crawley, v. 93, p.417-433, 2005. Disponível em: <<http://www.mvstat.net/tduong/research/publications/duong-hazelton-2005-jmva.pdf>>. Acesso em: 17 maio 2015.

FERREIRA, A. H. B; DINIZ, C. C. Convergencia entre las rentas per capita estaduais en Brasil. **Eure**, Santiago, p.17-31, abr. 1995.

FERREIRA, P. C. G; ELLERY JUNIOR, R. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, p.83-103, abr. 1996.

FIGUEIREDO, E.. **Ensaio sobre Distribuição de Renda e Bem-estar Econômico no Brasil**. 2007. 76 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

FIGUEIREDO, E.; PÔRTO JÚNIOR, S. S.. Persistência das Desigualdades Regionais no Brasil: Polarização e Divergência. **Nova Economia**, Belo Horizonte, p.01-22, 2014. Disponível em: <<http://www.ccsa.ufpb.br/ppge/?secao=5&subsecao=46&wp=7#PDF>>. Acesso em: 13 abr. 2015.

FINGLETON, B. Specification and testing of Markov chain models: An application to convergence in the European Union. **Oxford Bulletin Of Economics And Statistics**, .. v. 59, p.385-403, 1997.

FREITAS, M. V.; ALMEIDA, E.. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, p.287-316, 2015. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/38341/98038>>. Acesso em: 25 ago. 2015.

- GALLO, J Le. Space-Time Analysis of GDP Disparities Among European Regions: A Markov Chains Approach. **International Regional Science Review**, ., v. 27, p.138-163, abr. 2004.
- GARCÍA-PEÑALOSA, C.. Income distribution, economic growth and European integration. **The Journal Of Economic Inequality**, Nova Iorque, v. 08, p.277-292, set. 2010.
- GONDIM, J. L. B.; A BARRETO, F.. O Uso do Núcleo Estocástico para Identificação de Clubes de Convergência entre Estados e Municípios Brasileiros. **Caen - Ufc**, ., p.1-32, abr. 2004.
- HANSEN, B. H. Sample Splitting and Threshold Estimation. **Econometrica**, ., p.575-603, maio 2000.
- HOWARD, A.; RORRES, C. **Álgebra Linear com Aplicações**. Porto Alegre: Bookman, 2004.
- HÄRDLE, W et al. **Nonparametric and Semiparametric Models**. Berlim: Springer, 2004.
- ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal Of Economic Surveys**, Oxford, Reino Unido, v. 17, p.309-362, 2003.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal Of Economic Dynamics And Control**, ., p.231-254, jun. 1988.
- JOHNSON, P; TAKEYAMA, L. Convergence among the US States: absolute, conditional or club?. **Vassar College Economics Working Paper Series**, Poughkeepsie, n. 50, p.01-24, 2003.
- KENDALL, M. G. A new measure of rank correlation. **Biometrika**, ., p.81-93, jun. 1938.
- KRUGMAN, P. Increasing Returns and Economic Geography. **Journal Of Political Economy**, v. 99, p.483-499, 1991.
- LI, Q.; PAPELL, D. Convergence of international output: Time series evidence for 16 OECD contries. **International Review Of Economics And Finance**, p.267-280, 1999.
- LIMA, L. R.; NOTINI, H. H.; REIS, F. A.. Empirical Evidence on Convergence Across Brazilian States. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, p.135-160, jun. 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402010000200004>. Acesso em: 11 maio 2015.
- LUCAS, R. E.. On the Mechanics of Economic Development. **Journal Of Monetary Economics**, Chicago, v. 22, p.3-42, fev. 1988. Disponível em: <<http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/darcillon-thibault/lucasmecanicseconomicgrowth.pdf>>. Acesso em: 10 abr. 2015.
- MADDISON, A.. **The World Economy: Volume 2: Historical Statistics**. Paris: Oecd, 2006.

MANKIW, G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal Of Economics**, .. p.407-437, maio 1992.

MATOS FILHO, J. C; SILVA, A. B da; CARVALHO, T. N. A Convergência da Renda Per Capita nas Microrregiões da Região Nordeste do Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, p.67-86, 2012.

MELLO, M. Stochastic Convergence Across Brazilian States. **Brazilian Review Of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 30, p.23-52, maio 2010. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/viewFile/2830/2231>>. Acesso em: 08 maio 2015.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, p.17-23, jun. 1950.

PENNA, C.; LINHARES, F. Há Controvérsia Entre Análises de Beta e Sigma-Convergência no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, p.121-145, mar. 2013. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402013000100006&script=sci_arttext>. Acesso em: 11 maio 2015.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Testing for cointegration using principal components methods. **Journal Of Economic Growth**, .. v. 12, p.205-230, 1988.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. **Econometrica**, p.1771-1855, nov. 2007.

PÔRTO JÚNIOR, S. S.. **Dinâmica de Crescimento e Convergência de Renda Per Capita no Brasil: O Caso da Região Sul**. 2000. 162 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2000.

QUAH, D. T. Convergence Empirics Across Economies with (Some) Capital Mobility. **Journal Of Economic Growth**, Boston, p.95-124, mar. 1996.

QUAH, D. T. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, Amsterdã, v. 37, p.426-434, 1993. Disponível em: <<http://www.isid.ac.in/~tridip/Teaching/DevEco/Readings/02Convergence/06Quah-EER1993.pdf>>. Acesso em: 01 maio 2015.

QUAH, D. T. Empirics for Economic Growth and Convergence. **Centre For Economic Performance: Discussion Paper**, London, p.01-23, jul. 1995. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.177.5827&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 26 abr. 2015.

QUAH, D. T. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. **Journal Of Economic Growth**, Boston, v. 2, p.27-59, mar. 1997.

RAMSEY, F. P. A Mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**, Cambridge, Inglaterra, v. 38, p.543-559, dez. 1928. Disponível em: <<http://folk.uio.no/gasheim/zRam1928.pdf>>. Acesso em: 20 abr. 2014.

ROMER, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **The Journal Of Political Economy**, p.1002-1037, out. 1986.

ROSS, S. M. **Introduction to Probability Models**. 8. ed. New York : Elsevier, 2010.

SALA-I-MARTIN, X. I Just Ran Two Million Regressions. **The American Economic Review**, ., p.178-183, maio 1997.

SHORROCKS, A. F. The Measurement of Mobility. **Econometrica**, ., p.1013-1024, set. 1978.

SILVA, A. B.; MATOS FILHO, J. C.; CARVALHO, T. N.. A Convergência da Renda Per Capita nas Microrregiões da Região Nordeste do Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 11, p.67-86, 2012. Disponível em: <<http://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/economia/article/view/16115/9201>>. Acesso em: 03 maio 2015.

SILVA, M. R.; SILVA, S. Modelos de Crescimento Regional. In: COSTA, J. S. **Compêndio de Economia Regional**. Coimbra: Apdr, 2005. Cap. 4. p. 159-234.

SILVERMAN, B. W. **Density Estimation for Statistics and Data Analysis**. Nova Iorque: Champan And Hall, 1986.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal Of Economics**, Cambridge, Estados Unidos, v. 70, p.65-94, fev. 1956. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Solow1956.pdf>>. Acesso em: 09 abr. 2015.

STOCK, J. Confidence intervals for the largest autoregressive root in U.S. macroeconomic time series. **Journal Of Monetary Economics**, North-holland, v. 28, p.435-459, 1991.

TIRADO, D. A.; DÍEZ-MINGUELA, A.; MARTÍNEZ-GALARRAGA, J. A closer look at long-term patterns of regional income inequality in Spain: the poor stay poor (and stay together). **European Historical Economics Society: Working Papers in Economic History**, p.1-29, out. 2015.

WAND, M. P.; JONES, M. C.. **Kernel Smoothing**. Nova Iorque: Chapman & Hall, 1995.

WICKHAM, H.; STRYJEWSKI, L. **40 Years of boxplots**. 2011. Disponível em: <<http://vita.had.co.nz/papers/boxplots.html>>. Acesso em: 29 nov. 2015.

YAMAMOTO, D. Scales of regional income disparities in the USA, 1955-2003. **Journal Of Economic Geography**, v. 8, p.79-103, 2008.

ANEXO A - Rotinas implementas no Software R

Para os estados.

```
estados<-read.csv("C:/Users/fernando/Desktop/Dados/Estados.csv",sep=";", dec=",")
head(estados)
```

Estimação de densidade Kernell (MODALIDADE)

```
plot(density(estados$X1999),main="Estados - Densidade Estimada 1999",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
plot(density(estados$X2004),main="Estados - Densidade Estimada 2004",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
plot(density(estados$X2009),main="Estados - Densidade Estimada 2009",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
plot(density(estados$X2013),main="Estados - Densidade Estimada 2013",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
```

```
plot(density(estados$X1999),xlim=range(0:4), main="Estados - Densidade Estimada 1999-2013",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
lines(density(estados$X2004),col="green")
lines(density(estados$X2009),col="blue")
lines(density(estados$X2013),col="red")
legend(2.704165,1.038928, c("1999", "2004", "2009", "2013"),lty=c(1,1),
lwd=c(2.5,2.5),col=c("black", "green", "blue", "red"))
```

```
locator(n = 512, type = "n")
```

Boxplot (MODALIDADE)

```
boxplot(estados$X1999,estados$X2004,estados$X2009,estados$X2013, names=c("1999",
"2004", "2009", "2013"),col=c("white", "green", "blue", "red"),ylab="Renda per Capita Relativa",
main="Estados - Boxplots das Rendas per Capita 1999 - 2013")
```

Índice de Shorrocks (MOBILIDADE)

```
shorrocks.estados.f<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Shorrocks Estados Fixo.csv",sep=";",
dec=",",head=FALSE)
head(shorrocks.estados.f)
tail(shorrocks.estados.f)
```

```
shorrocks.estados.r<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Shorrocks Estados Rolante.csv",sep=";",
dec=",",head=FALSE)
head(shorrocks.estados.r)
tail(shorrocks.estados.r)
```

#Origem fixa

```
plot(shorrocks.estados.f,
main="Estados - Índice de Shorrocks", ylab="Índice",
xlab="Ano", ylim=c(0,0.5))
lines(shorrocks.estados.f)
```

```

#Origem rolante

lines(shorrocks.estados.r,col="red")

points(shorrocks.estados.r,
       type="b",col="red")

legend(2007.012,0.3225064, c("Origem Fixa","Origem Rolante"),lty=c(1,1),
       lwd=c(2.5,2.5),col=c("black","red"))

#### Tau de Kendall (MOBILIDADE)

dim(estados)

mestados<-as.matrix(estados[1:27,2:16])
mestados
dim(mestados)

#Origem Fixa

kendallestadosF<-cor(mestados, method="kendall", use="pairwise")[1,2:15]
kendallestadosF

names(kendallestadosF)<-c("2000","2001","2002","2003","2004","2005","2006",
"2007","2008","2009","2010","2011","2012","2013")

plot(kendallestadosF,
     main="Estados - Tau de Kendall", ylab="Coef. de Correlação de Kendall",
     xlab="Ano",xaxt="n", ylim=c(0.7,1))
axis(1, at=1:14, labels=c(2000:2013))
lines(kendallestadosF)

#Origem rolante

kendallestadosR<-diag(cor(mestados, method="kendall", use="pairwise")[1:14,2:15])
lines(kendallestadosR,col="red")

points(kendallestadosR,
       type="b",col="red")
legend(1.096355,0.7716025, c("Origem Fixa","Origem Rolante"),lty=c(1,1),
       lwd=c(2.5,2.5),col=c("black","red"))

#### I de Moran (AGRUPAMENTO ESPACIAL)

require(lctools)

ce<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Coordenadas Estados.csv",
            sep=";", dec=",")

head(ce)
dim(ce)

coordenadas.estados<-as.matrix(ce[,2:3],nrow=27,ncol=2)

tail(coordenadas.estados)

```

```
dim(coordenadas.estados)
```

```
moran.1999<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X1999,WType='Bi-square')
me.1999<-matrix(cbind(moran.1999$Morans.I,moran.1999$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2000<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2000,WType='Bi-square')
me.2000<-matrix(cbind(moran.2000$Morans.I,moran.2000$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2001<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2001,WType='Bi-square')
me.2001<-matrix(cbind(moran.2001$Morans.I,moran.2001$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2002<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2002,WType='Bi-square')
me.2002<-matrix(cbind(moran.2002$Morans.I,moran.2002$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2003<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2003,WType='Bi-square')
me.2003<-matrix(cbind(moran.2003$Morans.I,moran.2003$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2004<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2004,WType='Bi-square')
me.2004<-matrix(cbind(moran.2004$Morans.I,moran.2004$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2005<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2005,WType='Bi-square')
me.2005<-matrix(cbind(moran.2005$Morans.I,moran.2005$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2006<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2006,WType='Bi-square')
me.2006<-matrix(cbind(moran.2006$Morans.I,moran.2006$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2007<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2007,WType='Bi-square')
me.2007<-matrix(cbind(moran.2007$Morans.I,moran.2007$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2008<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2008,WType='Bi-square')
me.2008<-matrix(cbind(moran.2008$Morans.I,moran.2008$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2009<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2009,WType='Bi-square')
me.2009<-matrix(cbind(moran.2009$Morans.I,moran.2009$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2010<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2010,WType='Bi-square')
me.2010<-matrix(cbind(moran.2010$Morans.I,moran.2010$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2011<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2011,WType='Bi-square')
me.2011<-matrix(cbind(moran.2011$Morans.I,moran.2011$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2012<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2012,WType='Bi-square')
me.2012<-matrix(cbind(moran.2012$Morans.I,moran.2012$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.2013<-moransI(coordenadas.estados,26,estados$X2013,WType='Bi-square')
```

```
me.2013<-matrix(cbind(moran.2013$Morans.I,moran.2013$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
```

```
moran.estados<-cbind(me.1999,me.2000,me.2001,me.2002,me.2003,
me.2004,me.2005,me.2006,me.2007,me.2008,me.2009,
me.2010,me.2011,me.2013,me.2013)
```

```
colnames(moran.estados)<-c("1999","2000","2001","2002","2003","2004",
"2005","2006","2007","2008","2009","2010","2011","2012","2013")
```

```
rownames(moran.estados)<-c("I de Moran","p-valor")
```

```
plot(moran.estados[1,],xlab="Ano",
ylab="Estatística de Autocorrelação Espacial",main="Estados - I de Moran",
xaxt="n")
lines(moran.estados[1,])
axis(1, at=1:15, labels=c(1999:2013))
```

```
moran.estados
```

```
##FINAL
```

Para os municípios.

```
mun<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Municípios.csv",sep=";", dec=",")
head(mun)
dim(mun)
```

```
### Estimação de densidade Kernell (MODALIDADE)
```

```
plot(density(mun$X1999),main="Municípios - Densidade Estimada 1999",xlab="Renda per capita
Relativa",ylab="Densidade",xlim=range(0:3))
plot(density(mun$X2004),main="Municípios - Densidade Estimada 2004",xlab="Renda per capita
Relativa",ylab="Densidade",xlim=range(0:3))
plot(density(mun$X2009),main="Municípios - Densidade Estimada 2009",xlab="Renda per capita
Relativa",ylab="Densidade",xlim=range(0:3))
plot(density(mun$X2013),main="Municípios - Densidade Estimada 2013",xlab="Renda per capita
Relativa",ylab="Densidade",xlim=range(0:3))
```

```
plot(density(mun$X1999),xlim=range(0:3),ylim=range(0:2), main="Municípios - Densidade Estimada 1999-
2013",xlab="Renda per capita Relativa",ylab="Densidade")
lines(density(mun$X2004),col="green")
lines(density(mun$X2009),col="blue")
lines(density(mun$X2013),col="red")
legend(1.607308,1.78933, c("1999","2004","2009","2013"),lty=c(1,1),
lwd=c(2.5,2.5),col=c("black","green","blue","red"))
```

```
locator(n = 512, type = "n")
```

```
### Boxplot (MODALIDADE)
```

```
boxplot(mun$X1999,mun$X2004,mun$X2009,mun$X2013, names=c("1999",
```

```
"2004","2009","2013"),col=c("white","green","blue","red"),ylab="Renda per Capita Relativa",
main="Municípios - Boxplots das Rendas per Capita 1999 - 2013",ylim=range(0:2))
```

```
### Índice de Shorrocks (MOBILIDADE)
```

```
shorrocks.mun.f<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Shorrocks Municípios Fixo.csv",sep=";",
dec="," ,head=FALSE)
head(shorrocks.mun.f)
tail(shorrocks.mun.f)
```

```
shorrocks.mun.r<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Shorrocks Municípios Rolante.csv",sep=";",
dec="," ,head=FALSE)
head(shorrocks.mun.r)
tail(shorrocks.mun.r)
```

```
#Origem fixa
```

```
plot(shorrocks.mun.f,
main="Municípios - Índice de Shorrocks", ylab="Índice",
xlab="Ano", ylim=c(0.1,0.6))
lines(shorrocks.mun.f)
```

```
#Origem rolante
```

```
lines(shorrocks.mun.r,col="red")
```

```
points(shorrocks.mun.r,
type="b",col="red")
```

```
legend(1999.813,0.6066496, c("Origem Fixa","Origem Rolante"),lty=c(1,1),
lwd=c(2.5,2.5),col=c("black","red"))
```

```
### Tau de Kendall (MOBILIDADE)
```

```
dim(mun)
```

```
mmun<-as.matrix(mun[1:5506,2:16])
dim(mmun)
```

```
head(mmun)
```

```
#Origem Fixa
```

```
kendallmunF<-cor(mmun, method="kendall", use="pairwise")[1,2:15]
kendallmunF
```

```
names(kendallmunF)<-c("2000","2001","2002","2003","2004","2005","2006",
"2007","2008","2009","2010","2011","2012","2013")
```

```
plot(kendallmunF,
main="Municípios - Tau de Kendall", ylab="Coef. de Correlação de Kendall",
xlab="Ano",xaxt="n", ylim=c(0.6,0.95))
```

```

axis(1, at=1:14, labels=c(2000:2013))
lines(kendallmunF)

#Origem rolante

kendallmunR<-diag(cor(mmun, method="kendall", use="pairwise")[1:14,2:15])
lines(kendallmunR,col="red")

points(kendallmunR,
       type="b",col="red")

legend(1.03557,0.6694794, c("Origem Fixa","Origem Rolante"),lty=c(1,1),
      lwd=c(2.5,2.5),col=c("black","red"))

### I de Moran (AGRUPAMENTO ESPACIAL)

require(lctools)

cm<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Coordenadas Municípios.csv",
            sep=";", dec=",")

head(cm)
dim(cm)

coordenadas.mun<-as.matrix(cm[,2:3],nrow=5506,ncol=2)
tail(coordenadas.mun)
dim(coordenadas.mun)

# 1999 - 2006

moran.1999<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X1999,WType='Bi-square')
mm.1999<-matrix(cbind(moran.1999$Morans.I,moran.1999$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.1999

moran.2000<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2000,WType='Bi-square')
mm.2000<-matrix(cbind(moran.2000$Morans.I,moran.2000$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2000

moran.2001<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2001,WType='Bi-square')
mm.2001<-matrix(cbind(moran.2001$Morans.I,moran.2001$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2001

moran.2002<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2002,WType='Bi-square')
mm.2002<-matrix(cbind(moran.2002$Morans.I,moran.2002$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2002

moran.2003<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2003,WType='Bi-square')
mm.2003<-matrix(cbind(moran.2003$Morans.I,moran.2003$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2003

moran.2004<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2004,WType='Bi-square')
mm.2004<-matrix(cbind(moran.2004$Morans.I,moran.2004$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2004

```

```

moran.2005<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2005,WType='Bi-square')
mm.2005<-matrix(cbind(moran.2005$Morans.I,moran.2005$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2005

moran.2006<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2006,WType='Bi-square')
mm.2006<-matrix(cbind(moran.2006$Morans.I,moran.2006$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2006

###

moran.mun.a<-cbind(mm.1999,mm.2000,mm.2001,mm.2002,mm.2003,
mm.2004,mm.2005,mm.2006)

colnames(moran.mun.a)<-c("1999","2000","2001","2002","2003","2004",
"2005","2006")

rownames(moran.mun.a)<-c("I de Moran","p-valor")

plot(moran.mun.a[1,],xlab="Ano",
ylab="Estatística de Autocorrelação Espacial",main="Municípios - I de Moran")
lines(moran.mun.a[1,])
axis(1, at=1:8, labels=c(1999:2006))

moran.mun.a

# 2007 - 2013

moran.2007<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2007,WType='Bi-square')
mm.2007<-matrix(cbind(moran.2007$Morans.I,moran.2007$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2007

moran.2008<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2008,WType='Bi-square')
mm.2008<-matrix(cbind(moran.2008$Morans.I,moran.2008$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2008

moran.2009<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2009,WType='Bi-square')
mm.2009<-matrix(cbind(moran.2009$Morans.I,moran.2009$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2009

moran.2010<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2010,WType='Bi-square')
mm.2010<-matrix(cbind(moran.2010$Morans.I,moran.2010$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2010

moran.2011<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2011,WType='Bi-square')
mm.2011<-matrix(cbind(moran.2011$Morans.I,moran.2011$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2011

moran.2012<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2012,WType='Bi-square')
mm.2012<-matrix(cbind(moran.2012$Morans.I,moran.2012$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2012

moran.2013<-moransI(coordenadas.mun,5505,mun$X2013,WType='Bi-square')
mm.2013<-matrix(cbind(moran.2013$Morans.I,moran.2013$Expected.I),nrow=2,ncol=1)
mm.2013

```

```
###
```

```
moran.mun.b<-cbind(mm.2007,mm.2008,mm.2009,mm.2010,  
mm.2011,mm.2012,mm.2013)
```

```
colnames(moran.mun.b)<-c("2007","2008","2009","2010","2011",  
"2012","2013")
```

```
rownames(moran.mun.b)<-c("I de Moran","p-valor")
```

```
plot(moran.mun.b[1,],xlab="Ano",  
ylab="Estatística de Autocorrelação Espacial",main="Municípios - I de Moran")  
lines(moran.mun.b[1,])  
axis(1, at=1:7, labels=c(2007:2013))
```

```
moran.mun.b
```

```
### Gráfico I de Moran
```

```
moran.mun.g<-read.csv("C:/Users/Fernando/Desktop/Dados/Moran  
Municípios.csv",sep=";",  
dec=".",head=FALSE)  
head(moran.mun.g)  
tail(moran.mun.g)
```

```
plot(moran.mun.g,xlab="Ano",  
ylab="Estatística de Autocorrelação Espacial",main="Municípios - I de Moran")  
lines(moran.mun.g)  
##FINAL
```