

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

**CONVERGÊNCIA DE RENDA PARA ESTADOS E MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: 1999 A 2013<sup>1</sup>  
INCOME CONVERGENCE FOR BRAZILIAN STATES AND COUNTIES: 1999  
TO 2013**

**Fernando Bitencourt Zuchetto<sup>2</sup>**

<sup>1</sup> 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

<sup>2</sup> Mestre em Economia (Ênfase em Economia Aplicada - UFRGS) e Professor da Faculdade Interação de Santo Augusto - RS.

**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 maintain to the following years. Concerning to spatial clustering, this was relevant only for the states.

Keywords: Convergence. GDP. Brazil.

**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 décadas. Nesta linha teórica encontra-se o modelo de crescimento exógeno (SOLOW, 1956), o qual prediz que países com as mesmos parâmetros (poupança, depreciação, crescimento populacional, e tecnologia), tenderiam para as mesmas taxas

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

de crescimento no longo prazo, e, ainda, que aquelas economias com menores rendas per capita, cresceriam mais rapidamente. Desta maneira, no estado estacionário 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), 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 previsões 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.

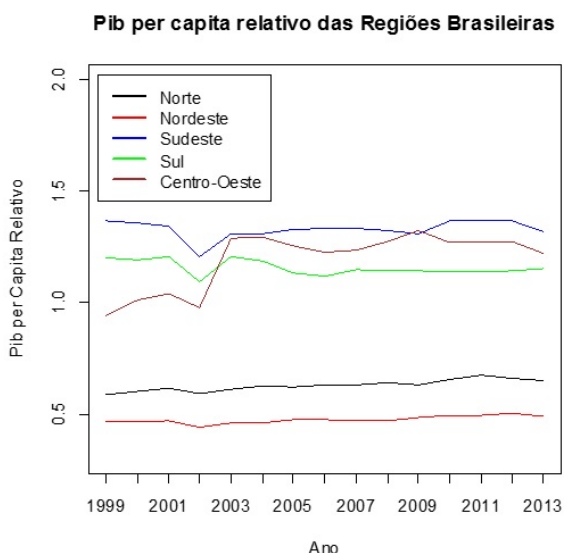
Para o Brasil também há uma grande quantidade de artigos abordando o tema da convergência de rendas, entre eles pode-se citar Mello (2010), Lima, Notini e Gomes (2010), Dassow, Costa e Figueiredo (2011), Matos Filho, Silva e Carvalho (2012), Figueiredo e Porto Júnior (2012), Penna e Linhares (2013),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

A Figura 1 abaixo 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 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 modalidade, mobilidade e agrupamento espacial.

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

01 a 04 de outubro de 2018

Evento: XXIII Jornada de Pesquisa



Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

## 2. 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 municípios, 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.

### 2.1. 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

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

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

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):

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

Onde:

K= Função de ponderação que satisfaz  $\int_{-\infty}^{\infty} K(x)dx=1$ , chamada de kernel;

h= Parâmetro de suavização, conhecido como bandwidth;

x= Observação particular da amostra;

X<sub>i</sub>= 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  $f(x;h)$  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).

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 inferiores. Os pontos acima e abaixo referem-se a observações atípicas. A comparação entre distribuições é feita por meio da análise da extensão da caixa, quanto maior, mais dispersas estão as observações.

## 2.2. Mobilidade

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

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:

$$F_{t+1} = M * F_t \quad (2)$$

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:

$$F_{t+s} = (M * M * \dots * M) * F_t = M^s * F_t \quad (3)$$

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 classes:

Cada classe corresponde a um nível de renda relativa:

Classe 1: muito pobre -  $\leq \frac{1}{4}$  da renda média;

Classe 2: pobre -  $\frac{1}{4} <$  renda relativa  $\leq \frac{1}{2}$  da renda média;

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

Classe 4: rico - renda média  $<$  renda relativa  $\leq 2$  x renda média;

Classe 5: muito rico -  $> 2$  x 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,  $\pi_j$ , e a distribuição de longo prazo:

$$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^n, j \geq 0 \quad (4)$$

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

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

$$\pi_j = \sum_{i=0}^{\infty} \pi_i P_{ij}, j \geq 0 \quad (5)$$

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

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:

$$IS = \frac{n^2 \text{ de classes} - \text{traço de } M}{n^2 \text{ de classes} - 1} \quad (6)$$

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, 2012-2013.

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  $\tau$  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 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,  $\tau$  de Kendall, é dado por:

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

$$\tau = 2S/n(n-1) \quad (7)$$

Onde:

S = 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 t 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 t 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.

### 2.3. 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:

$$I = \frac{n^2 \text{ de regiões } \sum_i \sum_j w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (8)$$

Onde:

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

$w_{ij}$  = Matriz de ponderação espacial;  
 $Y_i$  = PIB per capita da região  $i$ ;  
 $Y_j$  = PIB per capita da região  $j$ ;  
 $Y$  = 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:

$$w_{ij} = \left(1 - \left(\frac{D_{ij}}{H_i}\right)^2\right)^2 \quad (9)$$

Onde:

$D_{ij}$  = Distância entre  $i$  e  $j$ ;

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

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.

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.

### 3. 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. As figuras relativas as análises encontram-se no final deste trabalho.

#### Estados

A primeira avaliação desenvolvida busca identificar mudanças na distribuição de renda regional através da estimação de densidade kernel e dos boxplots. Na Figura 2 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

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

renda entre 2004 e 2009, a qual foi revertida no intervalo posterior.

Em relação 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.

Com a utilização dos Boxplots (Figura 3), 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.

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 e a respectiva distribuição de longo prazo estão expostas a seguir.

**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 acima, 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.

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

**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 (Figuras 4 e 5), 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.

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 6. 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 partir 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.

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.

## Municípios

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

O estudo da convergência para os 5.506 municípios inicia com as densidades estimadas pelo método Kernel. Na Figura 7 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 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.

Quanto aos Boxplots (Figura 8), 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.

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

Fonte: Elaborado pelo Autor (2016).

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

**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 coeficientes de Shorrocks e Kendall (Figura 9 e Figura 10) 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.

Na Figura 11 estão representados os valores para a estatística de autocorrelação espacial do municípios. Os coeficientes são baixos, 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.

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.

#### 4. 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.

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

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 E PÔRTO JR., 2014; LIMA, NOTINI E GOMES, 2010; COELHO E 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 BIBLIOGRÁFICAS

- 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: . 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.
- 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: . Acesso em: 13 abr. 2015.
- FREITAS, M. V.; ALMEIDA, E.. Existe realmente convergência de renda entre países? *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 45, p.287-316, 2015. Disponível em: . Acesso em: 25 ago. 2015.
- 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.
- KENDALL, M. G. A new measure of rank correlation. *Biometrika*, ., p.81-93, jun. 1938.
- 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: .

01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa

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: . Acesso em: 10 abr. 2015.

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: . 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: . Acesso em: 11 maio 2015.

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: . Acesso em: 01 maio 2015.

QUAH, D. T. Empirics for Economic Growth and Convergence. *Centre For Economic Performance: Discussion Paper*, Londres, p.01-23, jul. 1995. Disponível em: . 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.

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. : Elsevier, 2010. 784 p.

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: . Acesso em: 03 maio 2015.

SILVERMAN, B. W. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Nova Iorque: Champan And Hall, 1986. 176 p.

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: . Acesso em: 09 abr. 2015.

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. 212 p.

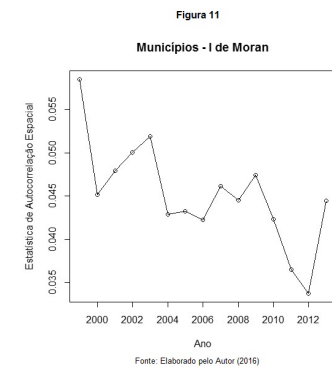
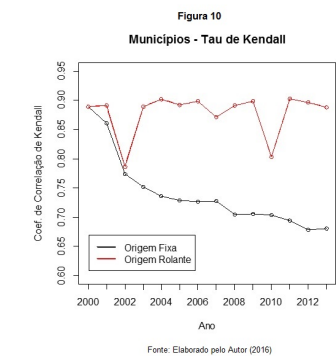
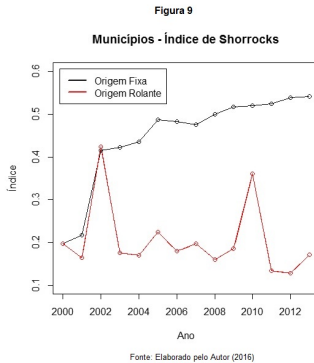
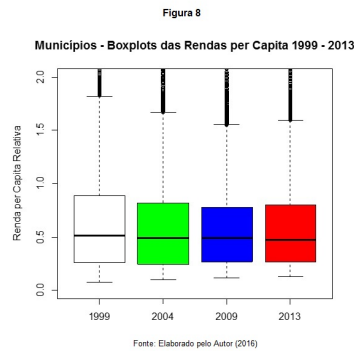
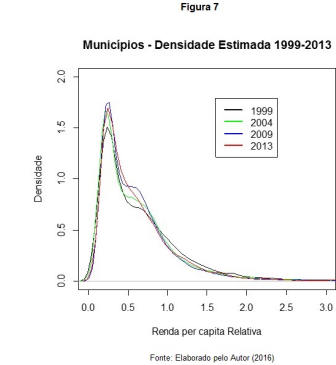
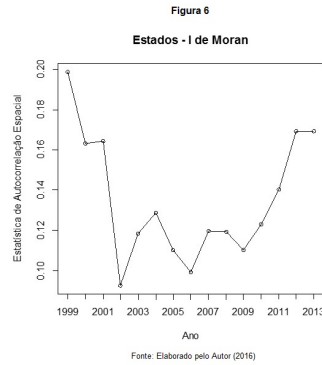
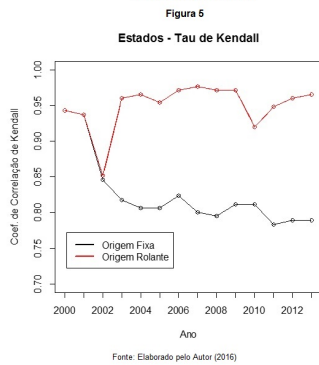
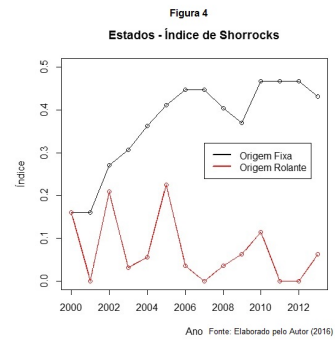
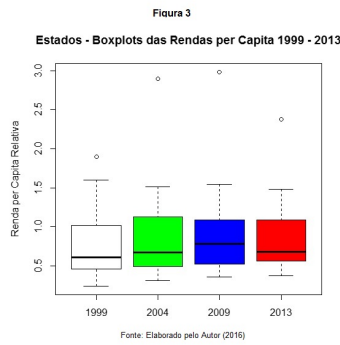
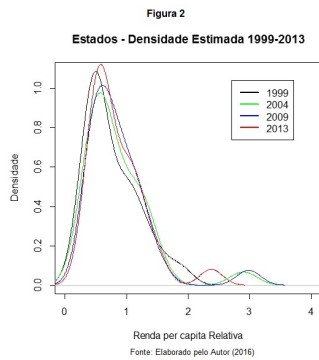
WICKHAM, H.; STRYJEWSKI, L. 40 Years of boxplots. 2011. Disponível em: . Acesso em: 29 nov. 2015.

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

FIGURAS

01 a 04 de outubro de 2018

Evento: XXIII Jornada de Pesquisa



01 a 04 de outubro de 2018

**Evento:** XXIII Jornada de Pesquisa