
Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da convergência da renda *per capita* dos estados para o período de 1994 e 2010

Mariana Camarin Gazonato¹

Alexandre Lopes Gomes²

Raphael Roberto de Goes Reis³

Resumo: Este artigo investiga a hipótese de convergência absoluta e condicional do PIB *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1994 a 2010. A metodologia se divide em duas etapas. Na primeira etapa utiliza a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para verificar a existência de autocorrelação espacial, por meio da estatística I de Moran. Os resultados indicam presença de autocorrelação espacial nos dois anos analisados. Na segunda etapa do trabalho foi utilizado o modelo de convergência para verificar a existência de convergência absoluta e condicional. A análise de convergência absoluta e condicional mostrou a existência de convergência no período. Sendo que a velocidade de convergência absoluta foi de 1,04% ao ano e o número de anos necessários para que haja convergência é de 67 anos. Portanto, nota-se que mesmo sendo um país com grande desigualdade, as políticas aplicadas neste período contribuíram para a redução das desigualdades entre os estados brasileiros.

Palavras-chave: convergência, desigualdade regional e análise espacial.

Classificação JEL: R-12.

¹ Mestranda em Economia Aplicada pela UFSCAR - Sorocaba. Email: mariana_gazonato@hotmail.com

² Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFSCAR - Sorocaba. Email: algomes@ufscar.br

³ Mestrando em Economia Aplicada pela UFSCAR - Sorocaba. Email: reisraphael@uol.com.br

Income inequality in Brazil: an analysis of convergence for the period between 1994 and 2010

Abstract: *This paper investigates the hypothesis of absolute and conditional convergence of income among the Brazilian states from 1994 to 2010. The methodology is divided without two steps. The first step uses the Exploratory Spatial Data Analysis to verify the existence of spatial auto-correlation by Moran's I statistic. The results indicate the presence of spatial auto-correlation in the two years analyzed. In the second stage the convergence model was used to verify the existence of absolute and conditional convergence. The analysis of absolute and conditional convergence showed the existence of convergence in the period. Since absolute convergence rate was 1.04 % per year and the number of years necessary to allow convergence is 67 years. Therefore, we note that even if a country with high inequality, the policies implemented during this period contributed to the reduction of inequalities in the country.*

Keywords: *Convergence, Regional inequality and spatial analysis .*

JEL Classification: R-12.

Introdução

O ano de 2010 foi caracterizado como um período de recuperação econômica da forte crise financeira que atingiu o mundo em 2008. Dados divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, para o ano de 2010, apontaram um crescimento do PIB mundial da ordem de 5,1%. Grande parte dessa recuperação ocorreu graças às expressivas taxas de crescimento dos países emergentes, os quais em conjunto cresceram 7,4%. Dentre eles, destacaram-se o crescimento da China (10,4%) e da Índia (10,1%). Os países desenvolvidos, por sua vez, cresceram, em média, apenas 3%.

O Brasil também foi um dos destaques neste cenário pós-crise. Em 2010, seu Produto Interno Bruto (PIB) atingiu R\$ 3,770 trilhões (IPEA, 2013), o que colocou o país na sétima posição do ranking das maiores economias do mundo¹. Além disso, este valor representou um crescimento de 7,5% em relação a 2009, fazendo com que o desempenho brasileiro fosse superior à média

¹ Os dados apresentados com citação do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA são dados primários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Portanto, vale destacar que o IPEA apenas compila os dados do IBGE.

mundial e à média do próprio conjunto dos países em desenvolvimento. A taxa de crescimento verificada em 2010 foi o maior incremento na economia brasileira desde 1986, ano de vigência do Plano Cruzado, no governo José Sarney (1985-1990), quando apresentou o mesmo índice de crescimento. O setor primário, que abrange a agropecuária, respondeu por 5,77% do indicador total, a indústria, classificada como setor secundário, representou 26,82% e o setor de comércio e serviços, 67,41%. (IPEA, 2013).

Em termos relativos, o PIB per capita alcançou, em valores correntes, R\$19.016,00, uma variação de 6,5% em relação ao ano anterior. O ano de 2010 também foi marcado pela geração de 2,5 milhões de novos postos de trabalho, um aumento superior a 150% na comparação com 2009 (IPEA, 2013).

Apesar destes resultados favoráveis ao cenário socioeconômico brasileiro, o país ainda convive com uma forte desigualdade no padrão de vida de seus habitantes. Um dos principais indicadores utilizados para medir esta disparidade é o coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade na renda domiciliar *per capita* dos indivíduos. Seu valor varia entre 0 e 1, sendo que quanto mais próximo de zero menor é a desigualdade de renda no país, ou seja, melhor sua distribuição. O coeficiente alcançado em 2010 foi de 0,531. Embora este tenha sido o menor índice desde 1960, ele ainda caracteriza o Brasil como um dos países mais desiguais do mundo. A distribuição regional da renda, ilustrada na Tabela 1, permite verificar este padrão de desigualdade.

TABELA 1: DISTRIBUIÇÃO POPULACIONAL E DA RENDA NACIONAL ENTRE AS REGIÕES (1994 E 2010)

Região	Porcentagem da População em 2010	Porcentagem na Renda Nacional	
		1994	2010
Centro-Oeste	7,40%	6,10%	9,30%
Nordeste	27,80%	12,87%	13,46%
Norte	8,30%	5,09%	5,34%
Sudeste	42,10%	57,27%	55,39%
Sul	14,40%	18,67%	16,51%

Fonte: Dados do IBGE 2010 obtidos a partir do <http://www.ipeadata.gov.br/>.

Nota-se que, apesar da região Nordeste, em 2010, apresentar 27,8% da população do país, ela se apropriava apenas de 13,4% da renda nacional. O mesmo vale para a região Norte, que tem grande extensão territorial, é responsável por 8,3% da população e responde por apenas 5,3% da renda nacional. Por outro lado, temos a região Sudeste que, nos dois anos analisados, contribuiu com mais da metade da renda nacional. Somente o estado de São Paulo, teve

uma participação, em ambos os períodos, de aproximadamente 34% do total da produção no país. Para se ter uma ideia da magnitude desta contribuição estadual, as porcentagens das regiões Nordeste e Sul somadas (segunda e terceira em termos populacionais), totalizaram 31,54% em 1994 e 29,97% no ano de 2010.

É importante destacar, todavia, que embora a desigualdade na distribuição de renda entre as regiões esteja presente em ambos os períodos, no ano de 2010 ela foi menos acentuada. Este fato pode ser evidenciado pela análise da variação das participações de cada região na renda nacional, descrita na Tabela 2.

TABELA 2: VARIAÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NA RENDA NACIONAL DAS CINCO REGIÕES BRASILEIRAS (1994-2010)

Região	Variação da Participação
Centro-Oeste	52,46%
Nordeste	4,58%
Norte	4,91%
Sudeste	-3,28%
Sul	-11,57%

Fonte: IPEA, 2013.

O Sudeste e o Sul, líderes em contribuições em 1994, foram as únicas regiões cujas participações diminuíram ao longo do período. Juntas, em 1994, elas representavam 75,94% da renda nacional. Em 2010, este valor caiu para 71,91%. Embora, seja uma queda de apenas quatro pontos percentuais, provavelmente, ela já é resultado da ocorrência das deseconomias de aglomeração. Este fenômeno está relacionado ao aumento do preço dos imóveis, dos custos de produção, e a questões como congestionamento, poluição e violência nos grandes conglomerados urbanos como a Região Metropolitana de São Paulo. Este conjunto de fatores faz com que os agentes se desloquem para áreas com menores concentrações demográficas e de atividades produtivas, como algumas cidades nordestinas, por exemplo.

A Tabela 2 aponta, ainda, variação positiva das demais regiões do país. Neste contexto, destacou-se o Centro Oeste, cujo aumento foi de 52,46%. Esta evolução está vinculada, principalmente, ao desenvolvimento da atividade agropecuária e ao aparecimento de indústrias associadas ao agronegócio na região. Vale ressaltar que as diferenças entre as participações de cada região da renda nacional, apesar de terem reduzido neste período, ainda se mostram bastante significativas. Um fenômeno necessário para houvesse menor desigualdade na distribuição da renda, seria um queda mais acentuada na participação da região Sudeste que é responsável por mais de 40% da produção de todo o país.

Além da análise destas participações regionais, o cenário de desigualdade de renda no país pode ser verificado pelos distintos níveis de renda *per capita* entre as regiões brasileiras, expostos na Tabela 3.

TABELA 3: RENDA PER CAPITA DO BRASIL E SUAS REGIÕES, EM R\$ DE 2000 (1994 E 2010)

Região	Renda per capita (mil reais)	
	1994	2010
Centro-Oeste	6,01	11,13
Nordeste	2,94	4,27
Norte	4,61	5,67
Sudeste	8,75	11,59
Sul	8,15	10,14
Brasil	6,52	8,82

Fonte: IPEA, 2013.

No ano de 1994, a renda *per capita* do Brasil foi de R\$ 6.522,60. A região Centro-Oeste foi aquela cujo valor mais se aproximou da média nacional. As regiões Sudeste e Sul, por sua vez, apresentaram níveis de renda *per capita* superiores ao nacional, em detrimento, do Nordeste e Norte. No referido ano, a renda *per capita* do Sudeste foi, aproximadamente, três vezes a do Nordeste.

Em 2010, a renda *per capita* nacional atingiu R\$ 8.819,72. Este valor representou uma variação de 35% em relação ao ano de 1994. Dentre os fatores que contribuíram com esse aumento estão a estabilidade econômica pós Plano Real, a expansão da demanda mundial por commodities, a partir do ano de 2003, e as políticas de transferência de renda, especialmente o Bolsa Família. No ano de 2010, além do Sudeste e Sul, a renda *per capita* do Centro-Oeste também superou a média brasileira. As regiões Nordeste e Norte, mais uma vez, apresentaram níveis inferiores ao nacional.

Embora ainda se constatem elevadas discrepâncias regionais, alguns pontos importantes em termos de diminuição da desigualdade foram observados. A Tabela 4 aponta a variação da renda *per capita* em cada região no período considerado.

TABELA 4: VARIAÇÃO DA RENDA *PER CAPITA* DO BRASIL E DAS CINCO REGIÕES BRASILEIRAS (1994-2010)

Região	Variação da renda per capita
Centro-Oeste	85,40%
Nordeste	45,11%
Norte	22,92%
Sudeste	32,50%
Sul	24,36%
Brasil	34,60%

Fonte: IPEA, 2013.

O expressivo aumento da renda *per capita* no Centro-Oeste, da ordem de 85,4%, fez com que ele se tornasse a segunda região do país em termos desta variável, superando o Sul, cuja variação foi de 24,36%. O Nordeste também apresentou um crescimento significativo, em detrimento do Norte, região com a menor variação. O crescimento do Sudeste foi de 32,50%. Nota-se, dessa forma, que com exceção do Norte, as regiões com níveis de renda *per capita* relativamente baixos em 1994 foram as que tiveram as maiores variações no período.

Os resultados acima descritos podem ser melhor detalhados através da análise da renda *per capita* dos estados brasileiros. As Figuras 1 e 2 ilustram a distribuição estadual da renda *per capita* nos anos de 1994 e 2010.

FIGURA 1: RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS EM 1994 (EM R\$ DE 2000)

Quantile: PIPPC_94

[1599:3354] (9)

[3538:5902] (9)

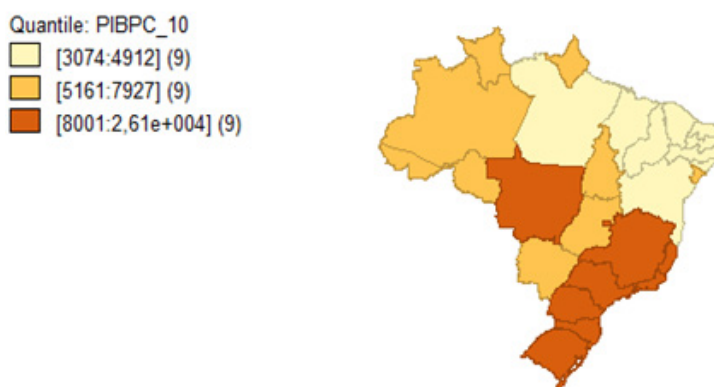
[6104:1,106e+004] (9)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

As regiões Norte e Nordeste foram as que apresentaram, em 1994, os menores níveis desta variável. Tradicionalmente, são as áreas mais pobres do país, as quais apresentam graves problemas em setores como educação e saúde. Os estados do Maranhão e do Piauí foram aqueles com as menores rendas *per capita*, da ordem de R\$ 1.598,54 e R\$ 1.754,13, respectivamente. Nota-se também, que os estados do Sudeste e Sul concentravam, quase que exclusivamente, as rendas *per capita* mais elevadas do país. São exceção desta regra o Amazonas e o Distrito Federal, cujo produto *per capita* foi o maior do país no período.

FIGURA 2: RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS EM 2010 (EM R\$ DE 2000)

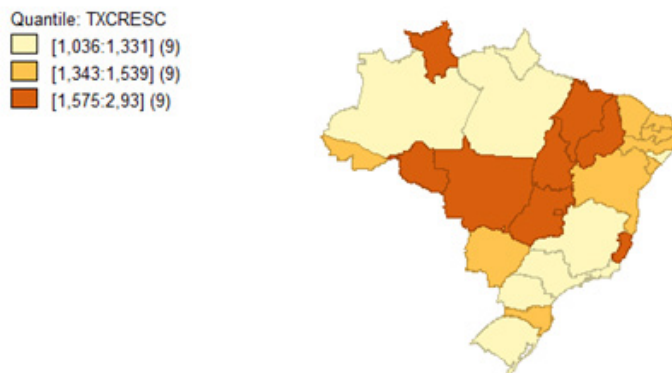


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

Tomando-se como referência a Figura 2 pode-se constatar que, embora os níveis da renda *per capita* tenham aumentado no período de 1994 a 2010, ainda são evidentes as disparidades inter-estaduais: os estados do Sudeste e do Sul continuaram com os maiores níveis de renda *per capita* do país, cenário oposto aos do Norte e Nordeste. A ascensão do Centro-Oeste, impulsionada pelo desenvolvimento do agronegócio, pode ser percebida pela entrada do estado do Mato Grosso no grupo das maiores rendas *per capita* do país. O estado detém o título de maior produtor nacional de grãos. Dados da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) indicaram que na safra 2011/2012 sua produção foi de 40,4 milhões de toneladas, valor superior a soma colhida nos estados do Norte, Nordeste e Sudeste juntos.

A visualização das taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros mostra-se importante para verificar se há alguma tendência de diminuição das disparidades no período, isto é, se estados mais pobres cresceram relativamente mais que os ricos. Estas informações estão ilustradas na Figura 3.

FIGURA 3: TAXA DE CRESCIMENTO DA RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS (1999-2010)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

Os estados das regiões Sudeste e Sul foram aqueles com as menores variações da renda *per capita* no período. A maioria dos estados com altas taxas de crescimento pertenciam às regiões Norte e Nordeste. Neste grupo, estão, inclusive, os dois estados mais pobres do país em 1994: Maranhão e Piauí. Conclui-se desse modo que os estados que possuíam níveis de renda *per capita* iniciais baixos, foram, em sua maioria, os mesmos que apresentaram as maiores taxas de crescimento no período. Este cenário de estados que tinham menores rendas *per capita* crescerem relativamente mais do que aqueles que tinham maiores renda *per capita* pode ser um indício da existência de convergência absoluta da renda *per capita* no período.

Pode-se perceber, portanto, que entre os anos de 1994 e 2010 houve no Brasil uma tendência de amenização no quadro de desigualdade de renda, evidenciada pelo aumento da participação das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte na renda nacional, além da expressiva elevação da renda *per capita* em regiões tradicionalmente menos favorecidas, como o Nordeste. Neste contexto, o presente trabalho busca averiguar se o cenário socioeconômico construído pós Plano Real atuou no sentido de reduzir as desigualdades entre os estados brasileiros.

2. Metodologia

2.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Instrumentos da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) foram utilizados para avaliar os efeitos do espaço na dinâmica das variáveis presentes neste estudo. De um modo geral, a AEDE utiliza dados georeferenciados para a identificação de padrões como a heterogeneidade e a dependência espaciais. (Perobelli, et al., 2006). A primeira se refere à instabilidade estrutural, que pode ocorrer na forma de coeficientes diferentes ou de variâncias não constantes dos termos de erro no espaço. O segundo efeito, de acordo com Anselin e Griffith (1988, p.15) ocorre “quando os valores da variável dependente e/ou dos termos de erros em um local são correlacionados com os valores das observações correspondentes nas localidades vizinhas”. No âmbito deste trabalho, serão analisados os efeitos desta última interação espacial. Informações com maior nível de detalhe sobre este método, os procedimentos utilizados para a construção das matrizes de vizinhança e das variáveis defasadas podem ser obtidas em Moran (1950), Gelfand et. al. (2010) e Diggle (2013).

Para o cálculo dos indicadores de autocorrelação espacial, primeiramente, faz-se necessária a estimação de uma matriz de pesos espaciais. Segundo Dassow (2010, p.55) “a ideia de efeitos espaciais de uma localidade sobre as demais é utilizada por ponderações, através da matriz de pesos ou matriz de ponderação espacial”. Na versão mais simples, W é uma matriz simétrica em que cada elemento w_{ij} assume o valor 1 se as localidades i e j forem vizinhas, e o valor 0 caso contrário. Geralmente, a matriz W é padronizada, através da divisão de cada elemento w_{ij} pela soma dos elementos da sua respectiva linha. A regra de contigüidade adotada neste trabalho foi a da Rainha (Queen), em que são considerados como vizinhas as unidades que possuem fronteiras ou vértices comuns (Dassow, 2010).

Após a estimação da matriz de pesos espaciais, pode-se efetuar o cálculo das medidas de autocorrelação espacial. Como o número de localidades analisadas neste estudo é relativamente pequeno, apenas os indicadores globais de associação mostram-se suficientes. Estes índices fornecem uma única medida para o conjunto de todos os estados, caracterizando toda a região do estudo. A estatística I de Moran (Moran, 1950) foi a escolhida para detectar a presença deste tipo de dependência espacial. Formalmente, ela é definida pela equação 1:

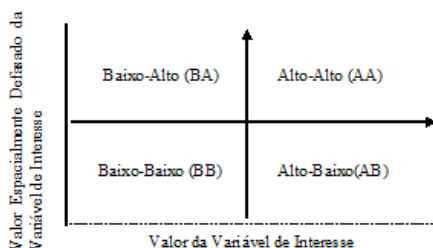
$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

em que n é o número de localidades, y_i é o valor do atributo em análise, w_{ij} é o peso espacial para os pares de localidades i e j .

A hipótese nula a ser testada é a de aleatoriedade espacial e a hipótese alternativa, a de presença de dependência espacial nos dados. Caso a hipótese nula seja rejeitada ao nível de significância de 5%, é necessário averiguar se a autocorrelação é positiva ou negativa. Valores de I maiores (menores) que o valor esperado $E(I) = -1/(n-1)$ implicam em autocorrelação global positiva (negativa).

A visualização desta associação espacial pode ser verificada no Diagrama de Dispersão de Moran (Figura 4), o qual contém o valor do atributo estudado para cada localização no eixo horizontal e sua defasagem espacial (média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical.

FIGURA 4: REPRESENTAÇÃO ESQUEMÁTICA DO DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN



Fonte: Russo et. al. (2012).

O diagrama é dividido em quatro quadrantes (AA, BB, AB, BA), sendo cada um deles correspondente a um padrão de associação local espacial entre o estado e seus vizinhos. As localidades dos quadrantes AA e BB possuem autocorrelação espacial positiva, isto é, formam clusters com valores dos atributos similares. As regiões pertencentes aos outros dois quadrantes, por sua vez, apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, são clusters com valores distintos (RUSSO, et al., 2012).

2.2 Convergência de Renda

Para verificar se o panorama da economia brasileira no período 1994-2010 contribuiu para a redução das desigualdades no país foi testada a existência da convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros, baseando-se nos estudos de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Barro e Sala-i-Martin (2004). Mais precisamente, testou-se a presença da β -convergência, que ocorre quando

existe uma relação negativa entre o PIB *per capita* inicial e seu crescimento ao longo do período estudado. Para que o fenômeno da convergência ocorra, o coeficiente β_1 deve apresentar sinal negativo e ser estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância. É importante ressaltar que este valor-p será o adotado em todo o trabalho, uma vez que se trata de um nível de significância comumente usado na literatura.

A metodologia utilizada para testar a β -convergência absoluta é semelhante à empregada por Barro e Sala-i-Martin (1992). A variável explicativa é o nível inicial do PIB *per capita* estadual divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável dependente é a taxa de crescimento média do PIB *per capita* dos estados brasileiros no período 1994-2010. Esta relação é dada pela equação 2, que se aplica a cada estado e em cada período $(0; T)$:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_0 + T}{Y_0}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \varepsilon_{0,T} \quad (2)$$

em que Y_{0+T} é o PIB per capita do estado i , no período $0 + T$; Y_0 é o PIB *per capita* no período inicial; T é o número de anos entre o início e o fim do período estudado; α é uma constante; $\varepsilon_{0,T}$ é o termo de erro aleatório e β_1 o parâmetro que indicará a presença ou ausência da convergência de renda. Para que este fenômeno ocorra, o coeficiente β_1 deve apresentar sinal negativo e ser estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância.

Além da análise da convergência absoluta, foi estimado também um modelo condicional. Neste tipo de modelagem são incluídas variáveis representativas das economias, com o intuito de diferenciá-las. Deste modo, ao contrário da primeira abordagem, as localidades convergem para estados estacionários distintos, os quais estão condicionados aos valores iniciais do atributo incluso no modelo (Barro e Sala-i-Martin, 2004).

A variável utilizada para caracterizar as localidades foi o Índice Municipal de Desenvolvimento Humano (IDH-M) dos estados brasileiros de 1991, disponibilizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Para a composição deste indicador são levados em consideração os seguintes aspectos: renda familiar per capita média dos municípios, taxa bruta de frequência à escola, taxa de alfabetização da população de 15 anos ou mais e esperança de vida ao nascer. Quanto mais próximo de 1 o valor deste índice, maior será o nível de desenvolvimento do município. Embora não existam dados desta variável para o ano de 1994, uma vez que sua disponibilidade está atrelada aos anos do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, sua utilização mostrou-se extremamente pertinente. Em primeiro lugar, ela caracteriza as distintas unidades da federação em dimensões essenciais para o processo de crescimento econômico. Além disso, como para sua composição são coletadas informações específicas dos municípios e não do estado como

um todo minimizam-se os efeitos da generalização dos dados. Deste modo, apesar de certa defasagem temporal, a inclusão no modelo condicional do IDH-M das unidades da federação no ano de 1991 mostrou-se uma alternativa bastante útil para ilustrar a situação socioeconômica dos estados brasileiros no início do período analisado neste trabalho.

Também foi incluída na modelagem condicional uma *dummy* de intercepto para os estados do Nordeste, região com o menor nível de renda per capita em 1994. A inclusão desta variável foi o mesmo procedimento adotado por Azzoni (2001) para distinguir as diferentes regiões do Brasil e ilustrar a presença de estados estacionários distintos no país. Sendo assim, para testar a β -convergência condicional utilizou-se a equação 3:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{Y_0 + T}{Y_0} \right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i + \varepsilon_{o,T} \quad (3)$$

Nela, estima-se uma regressão linear múltipla, em que β_2 é o parâmetro da variável X_i , que corresponde ao IDH-M estadual em 1991 e, o parâmetro da *dummy* dos estados da região Nordeste. Como na abordagem anterior, a convergência condicional ocorrerá caso o parâmetro β_1 apresente sinal negativo e seja estatisticamente significativo a 5% de significância.

A partir das equações (2) e (3) é possível calcular o período de tempo necessário para que ocorram as convergências absoluta e condicional nos estados brasileiros, tal como proposto por Barro e Sala-i-Martin (2004):

$$\beta = - \frac{(1 - e^{-v\Delta t})}{\Delta t} - 1/T < \beta \leq 0 \quad (4)$$

em que β é o coeficiente estimado para a variável do logaritmo da renda per capita inicial, v é a velocidade de convergência e Δt corresponde ao intervalo de tempo presente nas observações.

Por meio de manipulações algébricas da equação 4, é possível obter a velocidade de convergência diretamente, tal que:

$$v = \frac{\ln(1 + \beta T)}{-T} \quad (5)$$

Considerando a velocidade estimada, o número de anos para que a renda

per capita inicial se torne metade do nível de seu estado estacionário é dado pela equação 6:

$$t = \frac{\ln(2)}{v} \quad (6)$$

em que t é o tempo de meia vida².

3. Resultados e Discussão

3.1 Dependência Espacial

Inicialmente, foi testada a hipótese da aleatoriedade espacial do PIB *per capita* dos estados brasileiros, isto é, verificou-se estatisticamente se, nos anos de 1994 e 2010, o PIB *per capita* de cada estado do Brasil independia do PIB *per capita* de seus vizinhos. Os resultados do indicador I de Moran Global são apresentados na Tabela 5:

TABELA 5: I DE MORAN GLOBAL DO PIB PER CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994/2010)

Ano	Variável	I de Moran	Valor Esperado	Probabilidade
1994	PIB per capita	0,5023	-0,0385	0,001
2010	PIB per capita	0,2828	-0,0385	0,008

Fonte: Elaboração própria, por meio do software GEODA.

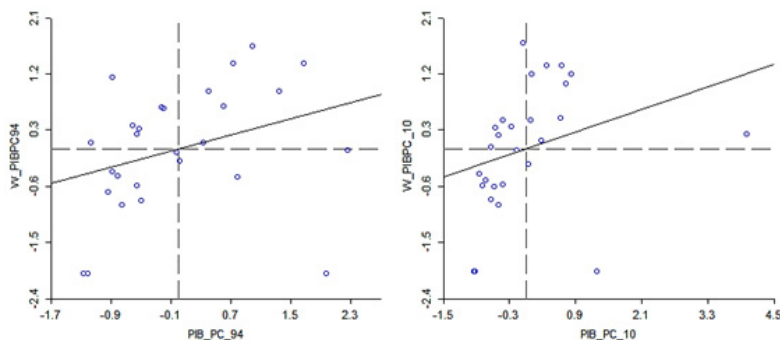
A probabilidade associada ao I de Moran Global permite rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial do PIB *per capita* tanto no ano de 1994, quanto no ano de 2010. Uma vez que o valor calculado de I é maior que seu valor esperado há presença de autocorrelação espacial positiva nos dois anos analisados. Isto indica que estados com altos (baixos) níveis do PIB *per capita* tendem a estar próximos de estados que também apresentam altos (baixos) valores desta variável. A dependência espacial nos valores do PIB *per capita* tem implicações bastante significativas em termos do desenvolvimento econômico das regiões brasileiras. Uma vez que esta dependência existe, a adoção de políticas públicas capazes de melhorar a situação socioeconômica de determinado estado acaba beneficiando também suas regiões vizinhas. Este

² De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), o tempo t no qual $[\log(\hat{Y})]$ está no meio do caminho entre $[\log(\hat{Y}(0))]$ e $[\log(\hat{Y}^*)]$ satisfaz a condição $e^{-\rho t} = 1/2$. Desta forma, o tempo de meia-vida é igual a $t = \frac{\ln(2)}{\rho}$.

efeito de transbordamento das políticas governamentais pode ser considerado um fator importante para a diminuição das desigualdades regionais e para o próprio processo de convergência de renda no país.

As estimativas referentes à esta autocorrelação espacial do PIB per capita dos estados brasileiros podem ser ilustradas através do Diagrama de Dispersão de Moran, conforme mostra a Figura 5:

FIGURA 5: DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA O PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994/2010)



Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

Conforme mencionado no item 2.2, o Diagrama de Dispersão de Moran mostra a relação entre a variável defasada espacialmente (média dos valores dos vizinhos) e a variável observada. Neste caso a variável analisada é o PIB *per capita*. Portanto, no eixo vertical tem-se o PIB *per capita* dos vizinhos de cada unidade espacial analisada e no eixo horizontal observa-se a variável da unidade em questão.

Nos diagramas acima, é possível observar presença de autocorrelação global positiva, ou seja, a maior parte das observações encontra-se nos quadrantes AA e BB. Pode-se afirmar também que no território brasileiro predomina a ocorrência de estados com baixo PIB *per capita* apresentando vizinhos com baixa ocorrência desta variável (quadrante BB). Por outro lado, observa-se também estados com alta renda *per capita* que apresentam vizinhos com alta renda *per capita* (quadrante AA). Este tipo de ocorrência está presente em estados das regiões Centro-Sul.

Entre os estados localizado no quadrante BB, vale destacar que, no ano de 1994, se enquadravam neste padrão de associação global os estados da região Nordeste, além do Amapá, Pará e Tocantins. Em 2010, passaram a fazer parte deste aglomerado os estados do Acre, Rondônia e Roraima.

Em relação às unidades pertencentes ao primeiro quadrante (AA), caracte-

rístico de estados com altos valores do PIB *per capita*, rodeados por vizinhos com as mesmas características deste atributo, não houve qualquer alteração no período, isto é, os estados que possuíam este padrão de associação em 2010 são os mesmos que o tinham em 1994. Fazem parte deste grupo todos os estados das regiões Sudeste e Sul, além do Distrito Federal e do Mato Grosso do Sul.

3.2. Convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros

A Tabela 6 apresenta as estimativas obtidas através da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários da equação 2, referente ao modelo de convergência absoluta.

TABELA 6: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB *PER CAPITA* PARA OS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,1183467	0,04038116	2,930741	0,0071268
ln (PIB inicial)	-0,0112301	0,004808969	-2,335244	0,0278556

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

O parâmetro β -convergência apresenta sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de 5%, ou seja, de acordo com o modelo, os estados com menores níveis iniciais de renda *per capita* apresentaram taxas de crescimento superiores aos dos estados mais ricos no período. Para verificar a eficácia destas estimativas, é necessário realizar o diagnóstico do modelo estimado. Estas informações são apresentadas na Tabela 7:

TABELA 7: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)

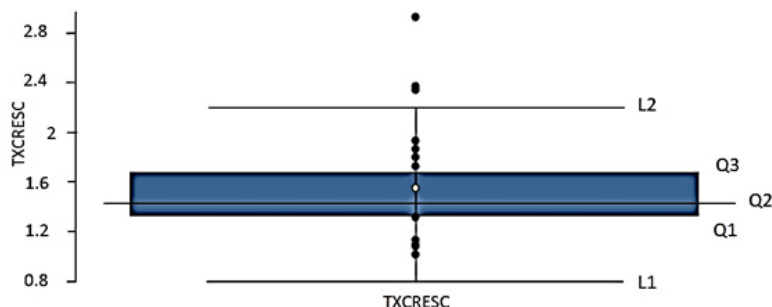
R ²	0,179073	R ² ajustado	0,146236
Critério de Akaike	-154,355	Critério de Schwarz	-151,763
Estatística F	5,453	Prob(Estatística F)	0,0278556
Teste Jarque Bera	31,299733	Prob(Jarque-Bera)	0,0478811
Teste Breusch-Pagan	0,0478811	Prob(Breusch-Pagan)	0,5175814
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	31,299733

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

De acordo com o teste Breusch-Pagan, o modelo apresenta variância constante nos termos do erro, isto é, os resíduos são homocedásticos. Uma vez que seu número de condição é inferior a 100, a multicolinearidade é considerada fraca, não constituindo problema sério para a análise (Gujarati, 1995). Os critérios de Akaike e Schwarz, assim como o coeficiente de determinação e a estatística F também não apontam qualquer tipo de problemática na regressão. Em contrapartida, o teste Jarque Bera indica que os erros não são normalmente distribuídos. Tal fato pode ser explicado pelo pequeno número de observações da análise. Uma vez que a normalidade dos resíduos é pressuposição essencial para que os resultados da regressão linear sejam confiáveis, algum tipo de ajuste no modelo de convergência absoluta deve ser realizado.

A presença de *outliers* nos dados é considerada uma das principais causas da ausência de normalidade nos resíduos. *Outliers* são observações discrepantes, atípicas, que não são bem ajustadas pelo modelo. Para verificar se esta seria a razão do problema, foi analisada, através de um Box Plot (Figura 6), a distribuição dos dados referentes às taxas de crescimento do PIB *per capita* entre os anos de 1994 e 2010.

FIGURA 6: BOX PLOT DAS TAXAS DE CRESCIMENTO DO PIB PER CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)



Fonte: Elaboração própria, por meio do Software Geoda.

Os resultados apontaram três localidades com taxas de crescimento discrepantes no período. São elas o Distrito Federal e os estados de Roraima e Tocantins. A significativa variação do PIB *per capita* nestes dois últimos estados, possivelmente está vinculada ao fato deles apresentarem valores extremamente baixos desta variável em 1994, de modo que qualquer aumento mostra-se bastante significativo em termos das taxas de crescimento. A presença destes *outliers*, provavelmente, justifica a falta de normalidade nos resíduos no modelo de convergência absoluta.

A fim de solucionar este problema, foi estimada uma nova regressão, na qual incluiu-se uma *dummy* representativa dos *outliers* identificados. A Tabela 8 apresenta as estimativas encontradas e a Tabela 9, o diagnóstico do modelo:

TABELA 8: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS CORRIGIDAS ATRAVÉS DA INCLUSÃO DE UMA DUMMY REPRESENTATIVA DOS OUTLIERS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,1004041	0,02478936	4,05029	0,000464
ln (PIB inicial)	-0,0095265	0,00294561	-3,23415	0,0035355
Dummy	0,03300325	0,005023961	6,569168	0,0000009

Fonte: Elaboração própria, por meio do software GEODA.

TABELA 9: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS CORRIGIDA ATRAVÉS DA INCLUSÃO DE UMA DUMMY REPRESENTATIVA DOS OUTLIERS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO (1994-2010)

R ²	0,706611	R ² ajustado	0,682162
Critério de Akaike	-180,136	Critério de Schwarz	-176,249
Estatística F	28,9013	Prob(Estatística F)	0,000000
Teste Jarque Bera	0,4797505	Prob(Jarque-Bera)	0,7867260
Teste Breusch-Pagan	0,3965665	Prob(Breusch-Pagan)	0,8201375
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	32,875984

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

As informações da Tabela 9 indicam que a inclusão da *dummy* não só corrigiu o problema da ausência de normalidade nos erros, como melhorou significativamente o coeficiente de determinação do modelo. Não sendo verificado mais nenhum problema no diagnóstico apresentado, infere-se que as estimativas da regressão de convergência absoluta apresentadas na Tabela 8 são confiáveis.

Deste modo, como o parâmetro associado ao PIB *per capita* inicial tem sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de 5%, é possível constatar a existência de um processo de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1994 a 2010, isto é, os estados mais pobres cresceram mais que os mais ricos, de tal forma que a hipótese de β -convergência absoluta da renda *per capita* pode ser aceita como verdadeira.

Através dos coeficientes obtidos na Tabela 8, é possível inferir que a velocidade de convergência é de 1,04% ao ano e a meia vida de 67 anos, isto é, estima-se que seriam necessários, aproximadamente, 67 anos para que a desigualdade da renda entre os estados brasileiros se reduzisse a metade. Em relação ao

tempo de meia vida, observa-se que o valor encontrado para o período 1994-2010 é bem menor do que o verificado em outros trabalhos sobre o processo de convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros. A meia vida calculada para o período 1939-1995 por Azzoni (2001) é de 102 anos, valor similar aos 103 anos encontrados por Carvalho e Santos (2007) para o período 1980-2002. Neste sentido, é possível constatar que o cenário pós Plano Real, caracterizado pela estabilização dos preços, pelo aumento real do salário mínimo e por políticas de transferência de renda, como o Bolsa Família, foi favorável ao processo de amenização das disparidades interestaduais.

A literatura tem identificado algumas variáveis parcialmente correlacionadas com o processo de crescimento econômico e que afetariam, portanto, o fenômeno da convergência da renda. Neste sentido, para verificar a influência do IDH-M dos estados neste processo, são apresentadas na Tabela 10 as estimativas para a equação da convergência condicional e na Tabela 11, o diagnóstico do modelo.

TABELA 10: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS APÓS INCLUSÃO DA DUMMY REPRESENTATIVA DA REGIÃO NORDESTE (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,3072679	0,05216794	5,889976	0,0000053
ln (PIB inicial)	-0,0462557	0,00875485	-5,283441	0,0000232
IDH-M	0,239082	0,06444051	3,71012	0,0011522
Dummy Nordeste	-0,0118037	0,00543230	-2,17288	0,0403412

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

TABELA 11: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS, ENTRE OS ANOS DE 1994 E 2010, APÓS INCLUSÃO DA DUMMY REPRESENTATIVA DA REGIÃO NORDESTE (1994-2010)

R ²	0,563598	R ² ajustado	0,506676
Critério de Akaike	-167,415	Critério de Schwarz	-162,232
Estatística F	9,90122	Prob(Estatística F)	0,000220625
Teste Jarque Bera	2,515181	Prob(Jarque-Bera)	0,2843383
Teste Breusch-Pagan	6,324514	Prob(Breusch-Pagan)	0,0968462
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	86,085612

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

Antes de analisar os coeficientes estimados e suas implicações, é necessário averiguar se o diagnóstico do modelo, apresentado na Tabela 11, garante que os parâmetros encontrados são eficientes e confiáveis. Através dos testes Jarque-Bera e Breusch-Pagan, observa-se que os resíduos são normalmente distribuídos e homocedásticos. A diminuição da probabilidade associada a este último teste em relação aos modelos anteriores, provavelmente está relacionada à perda de graus de liberdade decorrente da inclusão de mais uma variável dependente na estimativa. O número de condição indica a presença de multicolinearidade fraca, o que não representa problema grave para a estimação. Além disso, o coeficiente de determinação e a estatística F apontam um bom ajustamento da variável IDH-M e da *dummy* ao modelo de convergência. Como não foi detectado nenhum problema no diagnóstico da regressão, é possível realizar inferências a partir de seus coeficientes, expostos na Tabela 10.

A variável explicativa IDH-M apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativa a 5%. Estes resultados apontam a influência positiva do desenvolvimento dos municípios nas taxas de crescimento do PIB *per capita* de seus estados. Como para a composição deste índice são levados em consideração aspectos relacionados à educação e à longevidade, os resultados do modelo evidenciam a importância de fatores como a qualidade do ensino e o bem-estar e saúde da população no crescimento econômico dos estados. Neste sentido, investimentos públicos em tais setores nas regiões mais pobres do país podem ser um meio eficiente de promover o crescimento das mesmas, contribuindo, dessa forma, para a diminuição das disparidades interestaduais.

Assim como na abordagem absoluta, o parâmetro β -convergência no modelo condicional também é estatisticamente significativo e negativo. No entanto, este resultado não implica em diminuição da desigualdade de renda no país. Ele sugere, apenas, que estados de mesmo nível de IDH-M, isto é, com características semelhantes, estão convergindo, no longo prazo, para o mesmo

estado estacionário. O fato da *dummy* ser estatisticamente significativa comprova este resultado, pois indica que os estados do Nordeste convergem para níveis de renda *per capita* diferentes das demais regiões do país. Desta forma, no longo prazo, pode persistir no Brasil um alto grau de desigualdade interestadual, em que as economias ricas permanecerão ricas, e as pobres, continuarão pobres.

A velocidade de convergência neste modelo condicional é de 9% ao ano, o que representa uma meia vida de, aproximadamente, 8 anos, isto é, são necessários 8 anos para que as disparidades de renda entre os estados de mesmo nível de IDH-M se reduzam à metade.

É importante ressaltar que esta constatação já havia sido detectada em outros trabalhos na literatura. Penna e Linhares (2009) verificaram a presença da convergência condicional nos estados brasileiros ao analisarem os níveis de desenvolvimento tecnológico de cada unidade federativa entre os anos de 1939 e 2006. Este tipo de convergência também foi detectado no trabalho de Azzoni (2001) para o período 1939-1995. Observa-se, no entanto, que a velocidade de convergência encontrada neste último estudo, da ordem de 1,29%, é significativamente inferior à do presente trabalho. Um dos motivos de tal discrepância pode ser o fato da estimativa de Azzoni (2001) incluir somente a *dummy* representativa da região Nordeste e nenhuma outra variável representativa das características de cada estado.

Considerações Finais

Através da utilização de dados referentes à situação socioeconômica dos estados brasileiros na década de 1990, este estudo teve como objetivo principal analisar se o cenário pós Plano Real contribuiu para a diminuição das desigualdades interestaduais no país. Para isto, foi testada a presença das convergências de renda absoluta e condicional no período. Adicionalmente, com a utilização de técnicas da econometria espacial, avaliaram-se os efeitos da dinâmica espacial do PIB *per capita* nos anos de 1994 e 2010.

Os valores positivos do I de Moran Global para o PIB per capita nos dois anos analisados indicaram a existência de autocorrelação positiva entre os estados brasileiros no período. A ocorrência da dependência espacial implica que o nível da renda *per capita* de cada estado no país não é independente dos valores observados desta variável para seus vizinhos. Conforme discutido, a presença destes efeitos de transbordamento pode ser vista como um fator relevante para a amenização das desigualdades regionais e para o próprio processo de convergência de renda.

No caso da convergência absoluta, o primeiro modelo estimado, baseado na

metodologia utilizada por Barro e Sala-i-Martin (1992), apresentou ausência de normalidade na distribuição dos resíduos. Uma vez que este problema implica em estimadores ineficientes e poucos confiáveis, foi necessário incluir na regressão uma *dummy* representativa dos *outliers* de crescimento econômico, isto é, dos estados que apresentaram taxas de crescimento excessivamente elevadas no período. Como este procedimento não só resolveu a questão da normalidade nos erros, como melhorou o coeficiente de determinação da regressão. Suas estimativas confirmam a hipótese da convergência absoluta da renda per capita no Brasil após 1994. Além disto, indicam que seriam necessários 67 anos para que as disparidades entre os estados brasileiros se reduzissem a metade.

Em relação ao modelo condicional, foi utilizada uma regressão que estimou o comportamento da taxa de crescimento do produto *per capita* dos estados no período em função do produto *per capita* estadual em 1994, do IDH-M dos estados em 1991 e de uma *dummy* representativa dos estados do Nordeste. O parâmetro associado ao IDH-M além de ser estatisticamente significativo, apresentou sinal positivo, comprovando a importância dos aspectos representados por este indicador no processo de crescimento da renda estadual. O modelo também apontou a presença da convergência condicional, de tal modo que estados com características diferentes não estão, necessariamente, convergindo para o mesmo estado estacionário no longo prazo. Este cenário de diferentes níveis finais de renda *per capita* no país foi comprovado, ainda, pelo fato da *dummy* adicionada no modelo ser estatisticamente significativa, ilustrando que os estados do Nordeste convergem para um estado estacionário distinto das demais regiões brasileiras.

Uma vez que os aspectos representados pela variável IDH-M são extremamente importantes para o processo de crescimento econômico dos estados brasileiros, os resultados da análise condicional podem ser considerados mais precisos que os da abordagem absoluta. Desta forma, nota-se que, embora o cenário pós Plano Real apresente alguns avanços significativos em termos da equalização do nível de renda no país, como o aumento da participação das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte na renda nacional, além da expressiva elevação da renda *per capita* em regiões tradicionalmente menos favorecidas, como o Nordeste, as estimativas da convergência condicional indicam uma tendência de permanência das desigualdades interestaduais, associadas às distintas características estruturais dos estados brasileiros. Logo, para que este processo de equalização ocorra no Brasil, é fundamental a redução das disparidades socioeconômicas entre seus estados. Nesse sentido, políticas governamentais em localidades menos favorecidas, com foco em setores-chave como o da educação, da saúde e da renda, mostram-se essenciais para a construção de um país mais igualitário.

Referências Bibliográficas

- Anselin, L.; Griffith, D. A. (1988). Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers of the Regional Science Association*, v. 65, p. 11-34.
- Azzoni, C. R. (2001). Economic growth and regional income inequality in Brazil. In: Regional Science, 1. Alemanha. *The Annals of Regional Science*. Alemanha: p. 133-152.
- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-251.
- Barro, R. B.; Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Brasil. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). *Acompanhamento da Safra Brasileira*. Brasília, jun. 2013, 31 p.
- Bertussi, G. L.; Figueiredo, L. (2009). Hipótese de Convergência: uma análise para a América Latina e o Leste Asiático entre 1960 e 2000. *Texto para Discussão No. 354 CEDEPLAR/UFMG*.
- Carvalho, C. G. P.; Oliveira, V. R.; Cruz, C. D.; Casali, V. W. D. (1999). Análise de trilha sob multicolinearidade em pimentão. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 34, n.4, p.603-613.
- Dassow, C. (2010). Crescimento Econômico Municipal em Mato Grosso: uma análise de autocorrelação espacial. 2010. 157 f. Tese (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Federal do Mato Grosso, Cuiabá.
- Diggle, P. J. (2013). Statistical Analysis of Spatial and Spatio-Temporal Point Patterns. 1.ed. Chapman and Hall.
- Fundo Monetário Internacional (FMI). *Data and Statistics*. Disponível em <www.imf.org>. Acesso em 30 de agosto de 2013.
- Gelfand, A. E.; Diggle, P. J.; Fuentes, M.; Guttorp, P. (2010). *Handbook of Spatial Statistics*. Chapman and Hall, CRC Press.
- Gujarati, D. (1995). Basic Econometrics. 1. ed. Londres: McGraw-Hill.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Base de Dados Regional. Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 10 de agosto de 2013.
- Penna, C. M; Linhares, F. C. (2009) Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, p. 781-796.
- Perobelli, F. S; Ferreira, P. G; Faria W. R. (2006). Análise de Convergência Espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975- 2003. In: *XI Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. Nordeste: Estratégias de Desenvolvimento Regional. Fortaleza: BNB.
- Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Desenvolvimento Humano e IDH. Disponível em < http://www.pnud.org.br/>. Acesso em 30 de agosto de 2013.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena, *Biometrika*, vol. 37, n. 1/2, p. 17-23.

Russo, L. X.; Santos W. O.; Parré J. L. (2012). Uma Análise da Convergência Espacial do PIB per capita para os Municípios da Região Sul do Brasil (1999-2008). In: *Encontro de Economia da Região Sul*, Porto Alegre.

Santos, C. M.; Carvalho, F. M. A. (2007). Dinâmica das disparidades regionais da renda per capita nos estados brasileiros: uma análise de convergência. *Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, v. 1, p. 1-10.