

## Convergência da renda *per capita* no Nordeste

**Lucas David Ribeiro Reis**  
Universidade Federal do Ceará  
E-mail: econ.lucasdavid@gmail.com

**Rogério César Pereira de Araújo**  
Universidade Federal do Ceará  
E-mail: rcpa@ufc.br

**João Ricardo Ferreira de Lima**  
Embrapa Semiárido  
E-mail: joao.ricardo@embrapa.br

### Grupo de Trabalho: Desenvolvimento Rural e Regional

#### Resumo

Tendo em vista o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) da região Nordeste nos últimos anos, este trabalho tem como objetivo analisar se tal crescimento ocorreu de uma maneira a diminuir as disparidades de rendas entre os municípios desta região. Para tanto foi testado a hipótese de  $\beta$ -convergência, absoluta e condicional, e também a  $\sigma$ -convergência. Os resultados mostraram que para a região como toda, os municípios apresentam os dois tipos de *beta* convergência, além da *sigma* convergência. A  $\beta$ -convergência condicional mostrou-se mais satisfatória, já que, a velocidade de convergência foi maior do que na  $\beta$ -convergência absoluta, e, conseqüentemente um tempo de meia vida menor, sendo uma redução de dois anos e meio. O que mostra que as variáveis utilizadas na  $\beta$ -convergência condicional (Firjan saúde e educação), contribuem para diminuir as disparidades de renda entre os municípios nordestinos.

**Palavras-chave:**  $\beta$ -convergência. Nordeste. Renda.  $\sigma$ -convergência. Solow.

#### Abstract

*Considering the growth of the Gross Domestic Product (GDP) of the Northeast in the last years, this study aims to analyze if such growth occurred in a way to reduce the income disparities between the municipalities of this region. For this, the hypothesis of  $\beta$ -convergence, absolute and conditional, as well as  $\sigma$ -convergence was tested. The results showed that for the region as a whole, the municipalities have the two types of convergence, in addition to the convergence. The conditional  $\beta$ -convergence proved to be poor, since the convergence velocity was greater than in absolute  $\beta$ -convergence, and consequently a shorter half-life, being a reduction of two and a half years. This shows that the variables used in conditional  $\beta$ -convergence (Firjan health and education), contribute to reduce the income disparities between the Northeastern municipalities*

**Key words:**  $\beta$ -convergence. Northeast. Income.  $\sigma$ -convergence. Solow

## 1 Introdução

O interesse acadêmico pelos temas sobre crescimento econômico e desigualdades regionais tem uma ampla e solidificada literatura. Esses estudos ganharam destaques com a teoria neoclássica do crescimento econômico proposto por Solow (1956). Nesse modelo neoclássico de crescimento econômico é assumido que as taxas de poupança são exógenas e que a função

de produção possui retornos marginais decrescentes associados ao estoque de capital, além de retornos constantes de escala (Solow (1956) adotou a função de produção Cobb-Douglas). Essas hipóteses apontam para uma tendência de convergência de renda *per capita* entre as regiões, quando, no longo prazo, os países estariam todos caminhando para um mesmo nível de estado estacionário (*steady-state*), com países mais pobres crescendo a uma taxa mais rápida que os mais ricos. A esse tipo de convergência deu-se o nome de  $\beta$ -convergência absoluta.

A análise de  $\beta$ -convergência absoluta ganhou destaque após o trabalho seminal de Baumol (1986), em que o autor analisou o processo de convergência em 16 países industrializados, entre 1870 e 1979. Posteriormente, ao trabalho de Baumol (1986) diversas críticas surgiram à teoria de convergência absoluta, alegando que por esta ser baseada em regressões de corte transversal (i.e. características distintas), estaria assumindo que o coeficiente estimado é igual para todas as economias.

Desta maneira, o conceito de convergência é melhor aplicado quando se está trabalhando com um grupo de países semelhantes ou então estudando convergência dentro de determinada nação. Dos críticos ao modelo de convergência absoluta, Barro e Sala-i-Martin (1992) apontam que é mais provável que a convergência absoluta se aplique a todas as regiões dentro dos países do que entre os países. Os autores examinaram a convergência de renda *per capita* para 48 estados americanos no período de 1840 a 1963.

Além do conceito de  $\beta$ -convergência, outro termo bastante utilizado na literatura é a  $\sigma$ -convergência. Esta última ocorre quando a dispersão da renda (ou qualquer outro análise de interesse) entre um grupo de economias se reduz ao longo do tempo; enquanto que a  $\beta$ -convergência ocorre quando a taxa de crescimento da renda e o nível de renda inicial é negativo. Conforme aborda Barro e Sala-i-Martin (2004), a  $\sigma$ -convergência é condição necessária para a  $\beta$ -convergência, isto é, se há evidências da primeira é porque houve a segunda. Mas, a existência da segunda, não é garantia para que a primeira ocorra, ou seja, a  $\beta$ -convergência é uma condição necessária, mas não suficiente, para a  $\sigma$ -convergência.

No Brasil a concentração de renda está na região Sudeste, que possui apenas 10,87% do território nacional. Segundo dados do IBGE (2018), sozinha esta região produz mais da metade do Produto Interno Bruto brasileiro. Porém, nos últimos anos sua participação decresceu, mesmo que suavemente, onde em 2002 representava 57,38% do PIB brasileiro, passando para 54,02% em 2015, o que dá uma taxa de crescimento anual de -0,43%, ou seja, de 2002 a 2015, a participação da região Sudeste no PIB brasileiro caiu 0,43% a cada ano, levando a uma desconcentração regional. Esta desconcentração abriu caminho para que as outras regiões se destacassem no cenário nacional. Principalmente, as regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste.

Ainda segundo o IBGE (2018), as regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste, em 2002, tinham uma taxa de participação no PIB do Brasil de 4,70%, 8,61% e 13,09%, respectivamente; passando, em 2015, para 5,35%, 9,67% e 14,15%, respectivamente. Esses resultados mostram que a taxa de crescimento anual da participação de cada uma dessas regiões no PIB brasileiro foi de 0,97% para a região Norte, 0,83% para a região Centro-Oeste e 0,56% para a região Nordeste.

Favoravelmente ao crescimento do PIB da região Nordeste, ver se também, inclusive, que todos os seus nove estados apresentaram tal tendência (IBGE, 2018). Nesse contexto, este trabalho objetiva analisar, por meio da análise de convergência, se esse crescimento foi capaz de diminuir as discrepâncias de renda que existem entre os municípios da região Nordeste.

Este trabalho está organizado de cinco seções, além desta introdução. Na seção 2 se mostrará a revisão de literatura de estudos que aplicaram o método de convergência. Na seção 3

são descritas a metodologia e a base de dados utilizada. Os resultados encontrados são mostrados e discutidos na seção 4. E, por fim, na seção 5 são apresentadas as considerações finais.

## 2 Revisão de Literatura

A convergência pode ser entendida como o processo em que uma mesma variável (i.e. produtividade da terra, produtividade da mão de obra, renda *per capita*, etc) apresenta diferentes valores entre países, estados, regiões ou municípios, mas que essa diferença ao longo do tempo diminua, indicando que a desigualdade está reduzindo.

Conforme apontam [Ellery Júnior e Ferreira \(1995\)](#) a ideia por trás desta previsão de convergência está a hipótese de retornos decrescentes do capital que implica que a taxa de retomo do capital caia com o aumento do estoque de capital. Desta forma países com renda baixa e capital escasso seriam países com alto retomo, o que levaria a altos investimentos e aceleração do crescimento.

Com isso, países mais pobres tenderiam a crescer mais rápido também porque podem adquirir tecnologia já “pronta” sem precisar repetir todo o longo custoso processo de pesquisa e desenvolvimento. Desta forma, adotando tecnologia de ponta, estes países se aproximariam da fronteira tecnológica e diminuiriam a distância entre eles e os países ricos ([ELLYERY JÚNIOR; FERREIRA, 1995](#)).

Em nível internacional vários trabalhos aplicaram a análise de convergência como os de [Baumol \(1986\)](#), [Barro e Sala-i-Martin \(1992\)](#). No trabalho de [Baumol \(1986\)](#) o autor evidenciou que os 16 países analisados convergiam para um mesmo estado estacionário. [Barro e Sala-i-Martin \(1992\)](#) também mostraram que os estados analisados dos Estados Unidos apresentaram uma relação de convergência, porém, a uma taxa extremamente lenta, que implica por exemplo que os estados americanos mais atrasados levarão cerca de 35 anos para reduzir à metade a distância que os separa dos estados ricos.

A nível nacional [Ellery Júnior e Ferreira \(1995\)](#) analisaram a convergência entre a renda *per-capita* dos estados brasileiros entre os anos de de 1970 e 1990. Os autores mostraram que os estados brasileiros apresentaram uma tendência de convergência, assim como [Barro e Sala-i-Martin \(1992\)](#) mostrou para os estados norte americanos. Porém, a convergência para o caso brasileiro é muito menor que para o caso dos Estados Unidos, sendo necessário cerca de 40 anos para que os estados brasileiros reduzam à metade a distância de “*gap*” que os separa dos estados ricos.

[Costa \(2009\)](#) examinou a hipótese de convergência de renda *per-capita* entre os estados brasileiros no período de 1970 a 2005. Além da metodologia de  $\beta$ -convergência proposta por [Baumol \(1986\)](#) que utiliza regressões *cross-section*, a autora utilizou a abordagem de estimação pelo Métodos dos Momentos Generalizados (GMM) em primeira diferença para painel dinâmico proposta por [Caselli, Esquivel e Lefort \(1996\)](#), o que segundo a autora, tal estimação corrige os efeitos específicos de cada estado.

Os resultados encontrados pela autora foi de que os estados já estão muito próximos do seu “*steady-state*”. A velocidade de convergência para o método GMM foi maior do que quando estimado por regressões *cross-section*. Enquanto, a velocidade de convergência da regressão *cross-section* girou em torno de 1%, no modelo GMM esse valor se elevou para cerca de 15% ([COSTA, 2009](#)).

Também utilizando a metodologia de estimação por painel dinâmico via GMM criada por

Caselli, Esquivel e Lefort (1996), Penna e Linhares (2013) analisaram a  $\beta$  e  $\sigma$ -convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil, entre 1980 e 2008. Entre os resultados encontrados, os autores mostraram que os estados brasileiros apresentaram  $\beta$ -convergência. Já quando se analisou a convergência- $\sigma$ , o resultado mostrou-se contrário à convergência- $\beta$ , ou seja, a diferença de renda *per capita* agropecuária entre os estados não se reduziu ao longo do tempo, e que determinados grupos de estados cresceram de forma mais robusta vis-à-vis a outros.

Com o crescimento agregado da renda *per capita* na maioria dos municípios da região Norte durante o período de 1991 a 2000, Silveira, Silva e Carvalho (2010) analisaram se tal crescimento ocorreu de uma maneira à diminuir as discrepâncias de renda que existe entre os municípios da referida região, utilizando  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -convergência.

Entre os resultados encontrados, os autores constataram que os municípios que possuíam elevados valores para a renda *per capita* em 1991, cresceram a uma taxa menor que os municípios que possuíam menores valores para esta variável, ou seja, houve redução das disparidades dos municípios da região Norte. Vale destacar ainda que os autores utilizaram tanto a  $\beta$ -convergência absoluta de Baumol (1986), como também a  $\beta$ -convergência condicional de Barro e Sala-i-Martin (1992), sendo esta controlada pelo nível de capital humano, tendo como *proxy* anos de estudo em 1991 de pessoas com 25 anos e mais.

Quando comparado os dois modelos, percebe-se que no modelo condicional a velocidade de convergência é maior do que na convergência absoluta. Em outras palavras, uma redução na meia-vida, ou seja, uma diminuição no tempo para que as distâncias que os separa os municípios mais pobres dos mais ricos se reduzam a metade. Na  $\beta$ -convergência absoluta o valor da meia-vida foi de cerca de 23 anos, e na condicional ficou em torno de 16 anos, uma redução de 7 anos, o que mostra que a variável anos de estudo é uma importante variável na redução da desigualdade de renda na região Norte. A análise da convergência- $\sigma$ , também mostrou que as disparidades diminuíram no período analisado (SILVEIRA; SILVA; CARVALHO, 2010).

No Nordeste dentre os trabalhos sobre convergência de renda, tem-se o de Matos Filho, Silva e Carvalho (2012). Neste, os autores utilizaram dados renda *per-capita* das microrregiões da Região Nordeste do Brasil no período de 1985 a 2008. Foram realizadas regressões em *cross-section* entre a taxa de crescimento do PIB entre 1985 e 2000 e o seu nível em 1985, para três tipos de amostras, sendo elas: uma amostra contendo informações sobre a totalidade das microrregiões; uma segunda amostra contendo informações apenas sobre as microrregiões com mais de 50.000 habitantes em 1980 e uma amostra contendo informações sobre as microrregiões com mais de 100.000 habitantes, também em 1980.

Em todas as regressões de *beta* convergência para cada amostra ficou evidenciado que no período analisado houve diminuição das disparidades de renda *per capita*. Resultado esse, que foi corroborado pela *sigma* convergência (MATOS FILHO; SILVA; CARVALHO, 2012).

Araújo, Santos e Rocha (2014) analisaram convergência a nível estadual. O estudo escolhido pelo autores foi o Piauí no período de 1991 a 2010, utilizando a  $\beta$ -convergência absoluta,  $\beta$ -convergência condicional (sendo esta controlada pela taxa de urbanização e o total de alunos matriculados no ensino médio) e a  $\sigma$ -convergência. Os resultados obtidos sugerem haver um processo de convergência tanto absoluta quanto condicional de renda entre os municípios do estado no período analisado.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Convergência

Considere uma economia que produz um único produto a partir dos insumos, capital e trabalho, e do nível de tecnologia, que representa a contribuição do trabalho na produção agregada. A função de produção dessa economia pode ser representada segundo Solow (1956) por uma função Cobb-Douglas, dada por:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad \text{com} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

onde:  $Y_t$  representa o produto no tempo  $t$ ;  $K_t$  e  $L_t$  são respectivamente, o nível de estoque de capital e de mão de obra no  $t$ -ésimo ano; e  $A_t$  é o progresso tecnológico no tempo  $t$ .

Nesse modelo se tem a economia com apenas um produto, sem governo, e ignoram-se as mobilidades de capitais. Assume-se, que as taxas de poupança, de depreciação do capital, do crescimento da população e do progresso tecnológico como exógenos e constantes, e crescem à taxas,  $s$ ,  $d$ ,  $n$  e  $g$ , respectivamente. O produto por unidades de trabalho efetivo (produto *per capita*) é dado por:

$$y = \frac{Y}{AL} = \frac{K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}}{AL} = k^\alpha \quad (2)$$

onde:  $k = K/AL$ , representa o capital por trabalhador efetivo (capital *per capita*). Assim, se duas economias têm os mesmos parâmetros de preferências e tecnologia, o resultado-chave é que a economia inicialmente mais pobre - com um valor inicial mais baixo de  $k$  - tende a crescer mais rapidamente em termos *per capita*. Conforme aborda Dornbusch, Fischer e Startz (2013) a variação líquida no estoque de capital *per capita*,  $\Delta k$ , é o excesso de poupança,  $sy$ , sobre o investimento necessário,  $(n + d + g)k$ , para manter o nível de capital *per capita* constante,

$$\Delta k = sy - (n + d + g)k = sk^\alpha - (n + d + g)k \quad (3)$$

O estágio estacionário (*steady state*), é tido como o ponto em que o nível de capital *per capita* e produto *per capita* não variam, ou seja,  $\Delta k = 0$  e  $\Delta y = 0$ . Da equação (3),

$$sk^\alpha = (n + d + g)k \quad (4)$$

Isolando  $k$  na equação (4), tem-se que o nível de capital *per capita* no *steady state*,  $k^*$ , é

$$k^* = \left( \frac{s}{n + d + g} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (5)$$

Substituindo a equação (5) na equação (2),

$$y^* = \left( \frac{s}{n + d + g} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (6)$$

em que  $y^*$  é o nível de produto *per capita* no estado estacionário.

A dinâmica de transição pode ser quantificada ao redor do *steady state*. Usando a linearização através de *logs* da função de produção Cobb-Douglas, Barro e Sala-i-Martin (1992) mostra que o resultado é:

$$\ln(y_t) = \ln(y^*)(1 - e^{\beta t}) + \ln(y_0)e^{\beta t} \quad (7)$$

onde:  $\beta = (n + d + g)(1 - \alpha)$ .

Diminuindo ambos os lados da equação (7) pelo logaritmo da renda no período inicial,  $\ln(y_0)$ ,

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \ln(y^*)(1 - e^{\beta t}) - (1 - e^{\beta t}) \ln(y_0) \quad (8)$$

onde: o parâmetro  $\beta$  sendo positivo mostra que as economias estão convergindo para um mesmo *steady state*, e a velocidade dessa convergência. Quanto maior for  $\beta$ , maior será a resposta da taxa de crescimento do “gap” entre  $\ln(y^*)$  e  $\ln(y_0)$ , ou seja, maior será a rapidez de convergência para o estado estacionário (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992).

Fazendo transformações na equação (8) e adicionando o termo de choques aleatórios, estima-se a seguinte regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\gamma = \ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \delta_0 + \delta_1 \ln(y_0) + \varepsilon_t \quad (9)$$

sendo,

$$\delta_0 = \ln(y^*)(1 - e^{\beta t}) \quad (10)$$

$$\delta_1 = -(1 - e^{\beta t}) \quad (11)$$

onde:  $\gamma$  é a taxa de crescimento de renda entre os períodos 0 e  $t$ ;  $\ln(y_0)$  é o logaritmo do nível inicial de renda; e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro que capita variáveis não incluídas no modelo. Se houver convergência espera-se que o parâmetro estimado,  $\hat{\delta}_1$ , seja negativo, isto é, que a taxa de crescimento de renda,  $\gamma$ , e o logaritmo do nível inicial de renda tenham correlação negativa. Essa correlação negativa é o que é chamada de  $\beta$ -convergência (BAUMOL, 1986).

Isolando  $e^{\beta t}$  na equação (11) e aplicando o logaritmo de ambos os lados,

$$\beta = \frac{\ln(1 + \delta_1)}{t} \quad (12)$$

em que:  $t$  é o intervalo de tempo que separa o período final e inicial.

Depois de calculada a velocidade de convergência para o *steady state*, pode-se calcular o tempo necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários, o que é chamado de meia-vida, da seguinte forma (MATOS FILHO; SILVA; CARVALHO, 2012; BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004):

$$MV = \frac{\ln(2)}{\beta} = \frac{0,69314}{\beta} \quad (13)$$

Uma outra forma de se verificar a existência ou não de convergência é por meio da  $\sigma$ -convergência, que analisa a dispersão do logaritmo do PIB *per-capita* das economias nos sucessivos anos. A existência ou não de  $\sigma$ -convergência dependerá de existir, ou não, uma queda nesta dispersão, uma vez que as rendas estão mais próximas ou mais distantes. A  $\sigma$ -convergência, SC, é calculada da seguinte forma:

$$SC = \frac{\sigma_0}{\sigma_t} \quad (14)$$

onde:  $\sigma_0$  e  $\sigma_t$ , representam, respectivamente, o desvio-padrão do logaritmo da renda no período inicial e final.

Caso SC na equação (14) for maior que a unidade, diz-se que houve  $\sigma$ -convergência, pois a dispersão no período  $t$  diminuiu em relação ao período 0; caso esta razão seja menor que 1, não existe convergência pois a dispersão no período  $t$  aumentou quando comparado ao período inicial (SILVEIRA; SILVA; CARVALHO, 2010).

A equação (9) utilizada por Baumol (1986), refere-se ao modelo  $\beta$ -convergência absoluta. Onde a taxa de crescimento da renda entre os períodos 0 e  $t$ ,  $\gamma$ , está sendo função apenas do logaritmo de renda no período 0,  $\ln(y_0)$ .

Um problema deste modelo é que é considerado que todas as economias estudadas têm o mesmo nível de renda per capita em estado estacionário, e que as diferenças observadas nos níveis iniciais de renda per capita são decorrentes apenas de desvios de curto prazo no estoque de capital físico *per capita* dos municípios em relação ao seu nível em estado estacionário. Contudo, essas unidades estudadas podem apresentarem diferenças em termos de capital humano e outras características geográficas, estruturais e institucionais que afetam o nível de renda em estado estacionário (SILVEIRA; SILVA; CARVALHO, 2010). E, assim, a estimação da equação (9) apresenta o viés de omissão de variáveis relevantes para explicar as taxas de crescimento de cada município.

Modificando-se, portanto, o modelo de  $\beta$ -convergência absoluta, adicionando características importantes de cada município, este novo modelo passa a ser chamado de  $\beta$ -convergência condicional. Conforme aborda Barro e Sala-i-Martin (1992), esta hipótese significa que cada município possui um nível próprio de renda *per capita* no *steady state*, oriundo de suas particularidades em termos de preferências e tecnologias. Assim, o modelo dado em (9) passa a ser:

$$\gamma = \ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \delta_0 + \delta_1 \ln(y_0) + \phi \mathbf{X} + \varepsilon_t \quad (15)$$

em que:  $\mathbf{X}$  representa um vetor de variáveis que contém as características de cada unidade estudada. Muitas vezes, essas variáveis são incluídas com seu valor no período inicial da amostra. Assim, como na equação (9), diz-se que há  $\beta$ -convergência condicional se  $\hat{\delta}_1 < 0$  na equação (15), sendo essa convergência controlada pela inclusão de variáveis,  $\mathbf{X}$ , de cada unidade estudada, com  $\hat{\phi} \neq 0$ .

### 3.2 Fonte de Dados

Os dados utilizados na pesquisa correspondem aos valores do PIB *per capita* dos municípios da região Nordeste. O período analisado foi de 2010 a 2015, sendo os valores obtidos pelo IBGE (2018) e deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas disponibilizado no Ipeadata (2018). Os índices de saúde e educação de Firjan, foram obtidos do site da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN, 2018). Todas as estimações foram feitas utilizando o *software* estatístico R (R Core Team, 2018).

## 4 Resultados e Discussões

Neste trabalho foi utilizado o modelo de  $\beta$ -convergência absoluta e  $\beta$ -convergência condicional, para poder-se compará-los os dois modelos. No modelo de  $\beta$ -convergência condicional as variáveis incluídas referentes às características de cada município, refere-se aos índices de Firjan para saúde e educação de cada município da região Nordeste, sendo que os valores para este índice refere-se ao ano inicial, isto é, para o ano de 2010. Além disso, optou-se,

assim como fez [Ellery Júnior e Ferreira \(1995\)](#), pelo uso de variáveis *dummies* para cada estado da região Nordeste com objetivo de considerar as diversas diferenças existentes entre estes.

O Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) é um indicador composto que aborda, com igual ponderação, três áreas consagradas do desenvolvimento humano: Emprego & Renda, Educação e Saúde. Assim, o IFDM de um município consolida em um único número o nível de desenvolvimento socioeconômico local, através da média simples dos resultados obtidos em cada uma dessas três vertentes ([FIRJAN, 2018](#)).

Nesse estudo, tentou-se utilizar o IFDM, porém, como a variável Emprego & Renda tinha uma quantidade enorme de municípios que não tinham esta informação, o que acabou comprometendo o cálculo do IFDM para os respectivos municípios. Assim, optou-se por utilizar o Firjan desagregado, com índices Firjan de saúde e educação.

Os resultados para o modelo de  $\beta$ -convergência absoluta encontram-se na Tabela 1. O modelo 1 nessa Tabela refere-se à convergência, considerando todos os municípios homogêneos, ou seja, com as mesmas características. Já o modelo 2, busca distinguir as características de cada município, através do uso de variáveis *dummies*. No cálculo do modelo 2, omitiu-se a variável *dummy* referente à Sergipe, para não cair na armadilha da variável *dummy*. E, assim, o valor do coeficiente de Sergipe é o intercepto e os valores *dummies* para os outros estados, representam o desvio em relação ao coeficiente de Sergipe.

Como se pode ver, em ambos os modelos todos os coeficientes estimados foram altamente significativos, e que o coeficiente referente ao log da renda em 2010 apresentou-se negativo, o que sugere que para o período analisado os municípios nordestino convergem para um mesmo estado estacionário, ou seja, que existe  $\beta$ -convergência absoluta.

A velocidade de convergência no modelo 1 é de 3,27% ao ano, o que dá um valor de meia-vida de aproximadamente 21 anos, isto é, para que a distância que separa os municípios da região Nordeste do seu estado estacionário se reduza à metade, são necessários 21 anos. Já o modelo com variáveis *dummies* apresentou uma velocidade de convergência menor, cerca de 2,67% ao ano, o que indubitavelmente aumentará o tempo de meia-vida, que nesse caso foi de aproximadamente 26 anos.

Esses resultados estão bem próximos daqueles encontrados por [Matos Filho, Silva e Carvalho \(2012\)](#), que analisaram a convergência de renda das microrregiões no Nordeste. Em que os valores da velocidade da  $\beta$ -convergência absoluta encontrado por esses autores foi de 2,85% ao ano, gerando uma meia-vida de cerca de 24 anos.

Tanto no modelo 1 como no modelo 2, percebe-se que o valor o  $R^2$  ajustado são baixos corroborando com os resultados encontrados por [Matos Filho, Silva e Carvalho \(2012\)](#) e contrariando achados por [Araújo, Santos e Rocha \(2014\)](#) que obtiveram valores de cerca de 0,8407 e 0,8378, para a  $\beta$ -convergência absoluta e condicional, respectivamente, nos municípios do estado do Piauí. E, que quando as variáveis *dummies* foram incluídas o valor dessa estatística teve um aumento, em que antes o valor da taxa de crescimento da renda na região Nordeste era explicado por cerca de 12,55% pela logaritmo da renda em 2010, passando para a ser explicado por 15,83% quando adicionado as *dummies* estaduais.

Vale destacar ainda que quando adicionado as *dummies* o valor da meia-vida aumentou, isto é, aumentou-se o número de anos para que a metade das discrepâncias entre os municípios mais ricos e mais pobres se reduzam. Esse resultado foi contrário, ao o encontrado por [Ellery Júnior e Ferreira \(1995\)](#) que analisou a convergência de renda no Brasil. Com o modelo sem *dummies* os autores obtiveram uma meia-vida de cerca de 52 anos; já quando essas são incorporadas

ao modelo a meia-vida cai para aproximadamente 27 anos.

Tabela 1 – Teste de  $\beta$ -convergência absoluta com e sem variáveis *dummies* para a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Variável dependente	
	log(PIBpc2015/PIBpc2010)	
	(1)	(2)
log(PIBpc2010)	-0,1507***	-0,1249***
dummieAL		0,1228***
dummieBA		0,1096***
dummieCE		0,1118***
dummieMA		0,1541***
dummiePB		0,0970***
dummiePE		0,0666***
dummiePI		0,1724***
dummieRN		0,1278***
Intercepto	1,4986***	1,1548***
$\hat{\beta}$	0,0327	0,0267
$\widehat{MV}$	21,2188	25,9730
Observações	1.794	1.794
R <sup>2</sup>	0,1260	0,1583
Adjusted R <sup>2</sup>	0,1255	0,1541
Residual Std. Error	0,1881 (df = 1.792)	0,1850 (df = 1.784)
F Statistic	258,2798*** (df = 1; 1.792)	37,2839*** (df = 9; 1.784)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01.

Na Tabela 2 encontram-se os resultados obtidos pela estimação da  $\beta$ -convergência condicional. Percebe-se que o coeficiente do *log* da renda em 2010, apresentou sinal negativo em ambos os modelos, o que indica, que assim como nos modelos da Tabela 1, existe convergência. Porém, nesse caso se tem a  $\beta$ -convergência condicional, que indica que cada município possui seu próprio *steady state*.

No modelo 1, apenas o coeficiente referente ao Firjan saúde não se mostrou estatisticamente significativo. Comparando o modelo 1 desta Tabela com o modelo 1 da Tabela 1, ver-se que o valor da velocidade de convergência apresentou um leve aumento, o que conseqüentemente diminuirá a meia-vida. A velocidade de convergência neste foi de 3,38% ao ano, gerando uma meia-vida de cerca de 20 anos e meio, ou seja, 6 meses a menos que o modelo 1 da Tabela 1.

Ainda analisado a Tabela 2 ver-se que no modelo 2 todos os coeficientes foram bastantes significativos, o que mostra que todas as variáveis influenciam na taxa de crescimento da renda. A velocidade de convergência nesse modelo foi menor que no modelo 1, gerando numa meia-vida maior. Porém, comparando o modelo 2 desta Tabela com o modelo 2 da Tabela 1, em que a única diferença é a inclusão dos índices de saúde e educação de Firjan, nota-se que o modelo da Tabela 2 tem uma meia-vida menor. Isto é, os índices de Firjan contribuem para que os municípios converjam mais rápido para o seu *steady state*. Nesse a meia-vida é de 23 anos e meio aproximadamente, enquanto que, no modelo 2 da Tabela 1 esse valor é de cerca de 27 anos. [Matos Filho, Silva e Carvalho \(2012\)](#) encontraram para as microrregiões do Nordeste no modelo

de convergência condicional, controlada pelo estoque de capital humano, um valor de meia-vida de 22 anos, valor este muito perto do encontrado no presente trabalho.

Tabela 2 – Teste de  $\beta$ -convergência condicional com e sem variáveis *dummies* para a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Variável dependente:	
	log(PIBpc2015/PIBpc2010)	
	(1)	(2)
log(PIBpc2010)	-0,1556***	-0,1371***
FirjanEduc2010	0,1001*	0,1476**
FirjanSaude2010	0,0314	0,1203***
dummieAL		0,1434***
dummieBA		0,1432***
dummieCE		0,0898***
dummieMA		0,1741***
dummiePB		0,1042***
dummiePE		0,0673***
dummiePI		0,1768***
dummieRN		0,1194***
Intercepto	1,4669***	1,0999***
$\hat{\beta}$	0,0338	0,0295
$\widehat{MV}$	20,4916	23,4974
Observações	1.793	1.793
R <sup>2</sup>	0,1291	0,1667
Adjusted R <sup>2</sup>	0,1276	0,1615
Residual Std. Error	0,1878 (df = 1.789)	0,1841 (df = 1.781)
F Statistic	88,3872*** (df = 3; 1.789)	32,3849*** (df = 11; 1.781)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01.

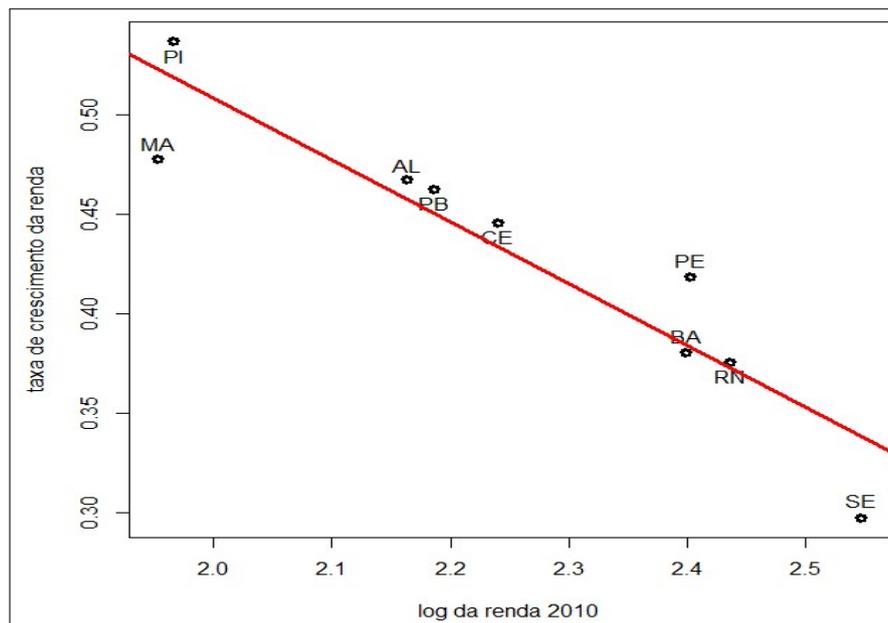
Na tabela 2 ver-se ainda, que o valor do coeficiente de determinação ajustado no modelos com as *dummies* inclusas é maior que o modelo 1. Isto é, controlando a taxa de crescimento da renda na região Nordeste, distinguindo os municípios pertencentes a cada estado, aumenta-se a precisão na explicação do modelo. Isto é, as diferenças inter-estaduais fazem com que a meia-vida passe de 20 anos e meio, para cerca de 23 anos e meio, um aumento de 3 anos.

Para uma outra forma de ilustração da  $\beta$ -convergência entre os municípios da região Nordeste, estes foram separados a nível estadual, e posteriormente plotou-se num gráfico a taxa de crescimento da renda *per capita* entre 2010 e 2015 em função do logaritmo natural da renda *per capita* em 2010. O resultado encontra-se na Figura 1, em que ainda foi adicionada a linha de regressão entre essas duas variáveis.

Como se pode ver, a relação entre a taxa de crescimento da renda e logaritmo da renda no ano inicial é claramente negativa, conforme mostrou a reta de regressão, ou seja, existe  $\beta$ -convergência não somente entre os municípios, mas também entre os estados da região Nordeste.

Fica visivelmente na Figura 1 que os estados que possuem menor renda *per capita*, apresentam as maiores taxas de crescimentos da renda. Sendo Piauí e Maranhão, os dois estados

Figura 1 – Taxa de crescimento da renda *per capita* entre 2010 e 2015 x logaritmo da renda *per capita* em 2010, dos estados nordestinos.



Fonte: Resultados da pesquisa.

que apresentaram as maiores taxas de crescimento da renda. Por outro lado, Sergipe e o Rio Grande do Norte foram os dois estados que apresentaram as maiores rendas em 2010, e também, os dois que tiveram as menores taxas de crescimento da renda. Isto mostra que os estados estão convergindo para um mesmo estado estacionário, já que, os estados mais pobres estão crescendo a taxas maiores do que os estados mais ricos. Assim, a hipótese de Solow (1956) de que os países mais ricos crescem a taxas menores do que os países mais pobres, foi corroborada para tanto para os municípios como para os estados da região Nordeste.

Posteriormente, buscando entender melhor o processo de convergência de renda na região Nordeste, buscou-se realizar o teste de convergência para cada um dos nove estados. Foram realizados os mesmos testes que quando analisados de forma agregada para toda região Nordeste, isto é, a  $\beta$ -convergência absoluta e  $\beta$ -convergência condicional condicionada aos índices de saúde e educação de Firjan. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

Analisando a tabela, que apenas o estado do Maranhão não apresentou significância estatística para o coeficiente  $\hat{\delta}_1$ , em ambos os modelos de  $\beta$ -convergência, sendo esse o coeficiente de interesse para se calcular a velocidade de convergência, bem como o cálculo da meia-vida, conforme mostrado nas equações (12) e (13). Assim, com exceção do Maranhão, ver-se que os estados nordestinos apresentaram  $\beta$ -convergência dado que o coeficiente  $\hat{\delta}_1$  foi negativo e significativo tanto na  $\beta$ -convergência absoluta como na  $\beta$ -convergência condicional.

Analisando a Tabela 3 nota-se que os índices de saúde e educação de Firjan, contribuem para o processo de convergência de renda nos estados nordestinos, já que, a taxa de velocidade de convergência aumentou, e consequentemente fez com que a meia-vida se reduzisse. Como fica claro, quando comparada a  $\beta$ -convergência condicional com  $\beta$ -absoluta na Tabela 3. Esses resultados corroboram com os achados de Silveira, Silva e Carvalho (2010), que estudaram a convergência de renda na região Norte do país. Quando os autores adicionaram a variável de

condicionamento (anos de estudo), notou-se que a velocidade de convergência da renda nos estados da respectiva região aumentou, e a meia-vida se reduziu.

Tabela 3 – Teste de  $\beta$ -convergência absoluta e condicional para a renda de cada estado da região Nordeste entre 2010 e 2015.

Estados (Nº de municípios)	Absoluta			Condicional		
	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\beta}$	$\widehat{MV}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\beta}$	$\widehat{MV}$
AL (102)	-0,1274***	0,0273	25,4338	-0,1447***	0,0312	22,1809
BA (417)	-0,1300***	0,0278	24,8889	-0,1370***	0,0295	23,5249
CE (184)	-0,0605*	0,0125	55,5652	-0,0845**	0,0176	39,2377
MA (217)	-0,0252			-0,0428		
PB (223)	-0,0448*	0,0092	75,5529	-0,0502**	0,0103	67,2427
PE (185)	-0,0802**	0,0167	41,4697	-0,1093***	0,0231	29,9502
PI (224)	-0,1141***	0,0242	28,5946	-0,1081***	0,0229	30,3019
RN (167)	-0,2544***	0,0587	11,8041	-0,2611***	0,0605	11,4553
SE (75)	-0,2674***	0,0622	11,1382	-0,2882***	0,0680	10,1953

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$ .

Os estados que apresentaram os maiores valores para a meia-vida foram Paraíba e Ceará, em ambos os modelos. Na convergência absoluta a Paraíba apresentou uma meia-vida de 75 anos e meio, caindo para 67 anos na convergência condicional, uma redução de pouco mais 8 anos. Já o Ceará apresentou em torno de 55 anos e meio para a meia-vida no modelo de  $\beta$ -convergência absoluta, caindo para aproximadamente 39 anos na  $\beta$ -convergência absoluta, gerando uma redução de mais que 16 anos.

Por outro lado, os estados que apresentaram os menores valores de meia-vida foram Sergipe e Rio Grande do Norte, tanto  $\beta$ -convergência absoluta como também na condicional. Na convergência absoluta o Sergipe teve um valor em torno de 11 anos para a meia-vida, caindo para 10 anos na convergência condicional, uma redução de aproximadamente 1 ano. Enquanto que para o estado do Rio Grande do Norte esses valores foram de cerca de 12 e 11,8 anos, respectivamente, na  $\beta$ -convergência absoluta e  $\beta$ -convergência condicional, uma moderada redução.

Parte-se agora a analisar o processo de  $\sigma$ -convergência da renda *per capita* nos municípios da região Nordeste, de acordo com a equação (14) vista anteriormente. Esta análise visa observar a dispersão das rendas nos municípios da região Nordeste entre os anos de 2010 e 2015. Para tanto é observado a dispersão do logaritmo da renda por cada estado e para toda região. Se a razão entre o desvio-padrão do logaritmo da renda em 2010 e o desvio-padrão do logaritmo da renda em 2015, for maior que a unidade há *sigma* convergência, ou seja, a dispersão na renda diminuiu; caso essa razão seja menor que 1, indica que não há *sigma* convergência, pois a dispersão de renda aumentou. Os resultados da  $\sigma$ -convergência encontram-se na Tabela 4.

Os resultados indicam que toda a região Nordeste e apenas quatro estados (Alagoas, Bahia, Rio Grande do Norte e Sergipe) apresentam  $\sigma$ -convergência. O que diz que no período entre 2010 e 2015 houve tendência de equalização da renda na região Nordeste e para estes quatro estados.

Já se esperava que o Maranhão não apresentasse *sigma* convergência, uma vez que não

houve *beta* convergência para esse estado, como se viu na Tabela 3). Pois, conforme aborda Barro e Sala-i-Martin (1992) e Ellery Júnior e Ferreira (1995) a *sigma* convergência é uma condição de existência da *beta* convergência. De outra maneira, a *beta* convergência é uma condição necessária para a *sigma* convergência, porém não suficiente. E, foi o que ocorreu nos estados nordestinos, muitos que apresentaram convergência- $\beta$ , não tiveram a convergência- $\sigma$  validada, sendo esses estados: Ceará, Paraíba, Pernambuco e Piauí. O que mostra que a dispersão de renda nesses municípios aumentaram no período analisado.

Tabela 4 – Teste de  $\sigma$ -convergência da renda para cada estado e toda a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Desvio-padrão 2010	Desvio-padrão 2015	SC
AL (102)	0,3913	0,3748	1,0440
BA (417)	0,5447	0,5020	1,0850
CE (184)	0,3774	0,3903	0,9670
MA (217)	0,4207	0,4656	0,9036
PB (223)	0,2784	0,2838	0,9813
PE (185)	0,4324	0,4443	0,9732
PI (224)	0,3633	0,3677	0,9881
RN (167)	0,4637	0,4342	1,0680
SE (75)	0,5685	0,4462	1,2742
NE (1.794)	0,4736	0,4440	1,0667

Fonte: Resultados da pesquisa.

Resultados similares em que ocorreu *beta* convergência, e não houve *sigma* convergência foram encontrados em Penna e Linhares (2013). Neste, os autores analisaram a convergência dos PIBs *per capita* agropecuário nos estados do Brasil, e chegaram à conclusão que os estados brasileiros apresentaram *beta* convergência, porém, a hipótese de *sigma* convergência não foi validada.

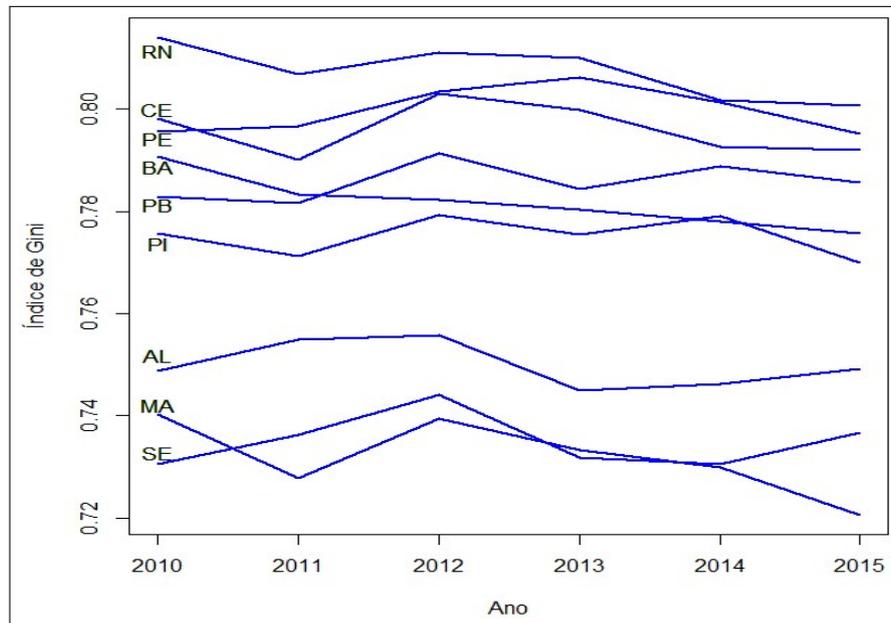
Silveira, Silva e Carvalho (2010) analisando a convergência de renda na região Norte, mostraram que a referida e todos os seus sete estados, apresentaram *beta* convergência. Porém, três desses sete estados não apresentaram *sigma* convergência, sendo eles: Amazonas, Pará e Roraima.

Neste trabalho, buscou-se associar os resultados da *sigma* convergência com o índice de Gini do Produto Interno Bruto (PIB). O índice de Gini, mostra o grau de concentração de renda de uma localidade, sendo que varia entre zero e a unidade; sendo zero perfeita igualdade e 1 perfeita desigualdade, ou seja, apenas uma pessoa detém toda a renda. De um modo geral, quanto mais próximo de zero mais igualitária é a distribuição de renda numa região, e quanto mais próximo de 1, mais desigual a distribuição de renda na referida região.

Na Figura 2 encontra-se a evolução do índice de Gini para os nove estados nordestinos. Como se pode ver, o índice é elevado entre os estados, mostrando que a concentração de renda é grande. Sendo, Sergipe, Maranhão e Alagoas, os três estados que apresentam os menores índices. Dois desses estados, Sergipe e Alagoas, apresentaram *sigma* convergência, como se viu na Tabela 4. O que parece contraditório, uma vez que estados como Bahia e Rio Grande do Norte, apresentam índices de Gini maiores que o Maranhão, Figura 2, mas apresentaram *sigma* convergência, enquanto o Maranhão não.

Vale aqui então uma reflexão: Dado, que o índice de Gini busca a distribuição igualitária da renda, assim, como a *sigma* convergência busca diminuir a dispersão da renda. Como pode,

Figura 2 – Evolução do índice de Gini do PIB para os estados da região Nordeste entre 2010 e 2015.



Fonte: IBGE (2018).

um estado apresentará índices de Gini mais elevados do que outros, e esse mesmo estado apresentará *sigma* convergência, enquanto, esses outros não?

Como sugestões às futuras pesquisas, valem estudos que busquem responder a essa problemática. Que relacionem o índice de Gini com os modelos de convergência, uma vez que dos trabalhos encontrados, como os de [Silveira, Silva e Carvalho \(2010\)](#), [Ellery Júnior e Ferreira \(1995\)](#), [Penna e Linhares \(2013\)](#), [Costa \(2009\)](#), [Araújo, Santos e Rocha \(2014\)](#) e [Matos Filho, Silva e Carvalho \(2012\)](#), nenhum fizeram tal menção, sequer falaram a respeito do índice de Gini.

## 5 Considerações Finais

Visto o grande aumento do Produto Interno Bruto da região Nordeste nos últimos, este estudo teve como base verificar se tal crescimento contribuiu para o processo de convergência de renda entre os municípios nordestinos. Para tanto, adotou-se os modelos de  $\beta$ -convergência absoluta e condicional, bem como no cálculo da  $\sigma$ -convergência.

Os resultados mostraram que os municípios da região Nordeste apresenta tal processo de convergência, o que indica que os municípios mais pobres estão crescendo à taxas maiores do que os municípios ricos. O que indica que o crescimento econômico agiu de uma maneira a diminuir as discrepâncias de renda *per capita* que existe entre a região Nordeste, apesar destas ainda estarem em patamares elevados.

Notou-se os índices de desenvolvimento, como os de saúde e educação de Firjan, contribuem de forma bastante assídua para a diminuição das disparidades de renda no Nordeste. Uma vez que, quando analisada o processo de  $\beta$ -convergência condicionando-o as tais índices o grau de ajustamento do modelo melhorou, bem como se aumentou a velocidade na taxa de convergência, o que sucintamente diminuirá a meia-vida. Isto é, diminuir o tempo que é necessário para

que a metade da distância que separa os municípios ricos dos municípios pobres seja percorrida.

## REFERÊNCIAS

ARAÚJO, H. G. R. de; SANTOS, R. K. B.; ROCHA, R. M. Análise da territorialidade no Piauí na perspectiva da convergência de renda no período de 1991 a 2010. **Informe Econômico**, n. 32, p. 30–38, 2014.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 21, p. 223–251, 1992.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 2004.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072–1085, 1986.

CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 3, p. 363–389, 1996.

COSTA, L. M. da. **Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970-2005**. 48 f. Dissertação (Mestrado em Economia) — Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. New York: McGraw-Hill, 2013.

ELLERY JÚNIOR, R. G.; FERREIRA, P. C. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Ensaio Econômico da EPGE**. 1995. 42 p.

FIRJAN. Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. **Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal**. 2018. Disponível em: <<http://www.firjan.com.br>>. Acesso em: 29 ago. 2018.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. 2018. Disponível em: <<http://sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2018.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Base de Dados**. 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2018.

MATOS FILHO, J. C.; SILVA, A. B. da; CARVALHO, T. N. A convergência da renda nas microrregiões da região Nordeste do Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, v. 11, n. 2, p. 67–86, 2012.

PENNA, C.; LINHARES, F. Uma nota sobre “teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 1, p. 91–104, 2013.

R Core Team. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Áustria, 2018. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.



CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE  
ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL  
SOBER NORDESTE  
Dinâmicas de Desenvolvimento do Semiárido  
08 a 10 de novembro de 2018

SILVEIRA, B. C. da; SILVA, R. G.; CARVALHO, L. A. Análise da convergência de renda na região Norte. In: **Anais do 48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Campo Grande, 2010.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.