

Convergência de renda: uma análise em painel para as regiões brasileiras no período 1995-2009*

Rafaela Rodrigues Gomes**

Graduada em Ciências Econômicas e Mestre em Desenvolvimento Regional pelo Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Sergipe


Fernanda Esperidião***

Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina, Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá e Doutora em Desenvolvimento e Crescimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná, professora adjunta na Universidade Federal de Sergipe

Resumo

O presente trabalho examina a hipótese da convergência do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* nas regiões brasileiras, no período 1995-2009, com foco no capital humano. Os estados brasileiros foram divididos em quatro amostras, no intuito de gerar uma maior homogeneidade na análise, necessária para tratar a questão da convergência. Tendo como aparato as teorias e os modelos de crescimento econômico, foram testadas as hipóteses de convergência β (absoluta e condicional) e σ -convergência durante o período citado. Utilizando o Software Stata versão 12.1, os coeficientes foram estimados através de dados em painel dinâmico. Os resultados apontaram a existência de σ -convergência, β -absoluta e β -condicional, obtendo, no caso da convergência absoluta, taxas de crescimento bem superiores às encon-

* Artigo recebido em dez. 2013 e aceito para publicação em abr. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Access (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: rafaela.economista1@yahoo.com.br

*** E-mail: nandaesper16@gmail.com

tradas na literatura empírica. Sob a utilização de *proxies* do capital humano, a convergência condicional mostrou-se aparentemente diferenciada entre as amostras consideradas, revelando a persistência das diferenças inter-regionais.

Palavras-chave

Capital humano; dados em painel; convergência do PIB per capita

Abstract

This paper examines the hypothesis of GDP per capita convergence in Brazilian regions during the period from 1995 to 2009, with a focus on human capital. Brazilian states were divided into four samples in order to generate greater homogeneity in the analysis, which is necessary to address the issue of convergence. Based on the theories and models of economic growth, we tested the hypothesis of β - (absolute and conditional) convergence, and σ - convergence during the same period. Using Stata software, version 12.1, the coefficients were estimated drawing on the dynamic panel data. The results indicate the existence of σ -, β -absolute and β -conditional convergence, obtaining, in the case of absolute convergence, growth rates well above those found in the empirical literature. Under the use of proxies of human capital, the conditional convergence proved to be apparently different between the samples considered, revealing the persistence of inter-regional differences.

Keywords

Human capital; panel data; convergence of GDP per capita

Classificação JEL: J24, C23, O47

1 Introdução

A temática da convergência tem sido amplamente discutida na literatura sobre crescimento econômico. Desde o trabalho de Baumol (1986), o

debate sobre a hipótese da convergência tem-se intensificado tanto no campo teórico dos modelos de crescimento como no âmbito da metodologia para verificação empírica. A tentativa de entender por que determinados países e regiões crescem mais rápido que outros é um dos principais questionamentos das teorias sobre crescimento econômico. O modelo de crescimento exógeno de Robert Solow (1956) explica que a distribuição de renda entre capital e trabalho é determinada, em mercados competitivos, no nível macroeconômico, ao longo do tempo, através de mudanças tecnológicas e mudanças no tamanho do estoque de capital e de força de trabalho.

As hipóteses do crescimento exógeno formuladas por Solow (1956) aguçaram os economistas a buscar e incorporar modelos mais sofisticados de análise, na tentativa de enquadrar fatores não explicados pela teoria neoclássica. Com o surgimento dos modelos de crescimento endógeno, tendo como principais precursores Romer (1986) e Robert Lucas (1988), constatou-se a importância do capital humano no processo de crescimento e como essa variável pode afetar a renda *per capita*.

Muitos estudos na linha da convergência condicional feitos para o Brasil, tais como Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Zini Jr. (1998) e Azzoni *et al.* (2000), chegaram à conclusão de que o crescimento econômico tem uma estreita relação com o nível de educação das pessoas, o que significa que a educação é um importante fator de produção, como enfatizado por Romer (1990) e Lucas (1988). Observou-se que a inclusão do capital humano tem efeito sobre a renda, porque ela está atrelada à capacidade dos indivíduos na realização de suas atividades, uma vez que pessoas mais capacitadas realizam maior quantidade e/ou melhor qualidade de trabalho, *ceteris paribus*, no mesmo período de tempo e com a mesma quantidade de capital e tecnologia (BECKER, 1984; LUCAS, 1988; ROMER, 1986; SHULTZ, 1973).

Assim, o objetivo do presente estudo é analisar a existência, ou não, de convergência do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* nas regiões brasileiras, tendo em vista a influência de fatores educacionais no período 1995-2009. São utilizadas três diferentes *proxies* de capital humano, quais sejam: taxa de analfabetismo, taxa de matrícula no ensino médio e número médio de anos de estudo. O propósito é medir os impactos dos diferentes níveis de capital humano sobre as taxas de convergência dos estados brasileiros.

A metodologia adotada neste trabalho consistiu na estimação de regressões em painel dinâmico, com base no modelo elaborado por Cravo e Soukiazis (2006). A utilização de dados em painel tem como principal vantagem captar as mudanças no comportamento dos indicadores analisados, obtendo dados mais informativos e eficientes, promovendo um maior contro-

le para a omissão de variáveis que estão presentes ao longo do tempo (tais como a tecnologia), o que não seria possível apenas com dados *cross section* ou com séries temporais.

Além desta **Introdução**, o presente artigo está estruturado em mais quatro seções. A 2 aborda os modelos de crescimento econômico, os conceitos de convergência e alguns estudos empíricos sobre essa temática. Na seção 3, descreve-se a metodologia utilizada no estudo. A 4 apresenta os resultados encontrados para σ -convergência, β -absoluta e β -Condicional para as regiões brasileiras. E, por fim, apresentam-se as conclusões a respeito do tema proposto, como também dos resultados da análise quantitativa desenvolvida.

2 Modelos de crescimento e convergência

Baseado em premissas neoclássicas, o economista Robert Solow delineou o principal modelo de crescimento econômico que predominou no período entre a década de 50 e início dos anos 80, configurando-se como o modelo de maior importância no debate sobre crescimento após a Segunda Guerra. O modelo de Solow (1956) descreve o processo de crescimento equilibrado da economia, pressupondo uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas*, com retornos constantes de escala, em que o crescimento econômico é dado pela alocação dos insumos — capital (K) e trabalho (L), e por um fator de eficiência A (variável tecnológica), que representa a contribuição do trabalho na produção agregada, de forma que $Y_t = F(K_t, A_t L_t)$.

Solow considerava que a economia tinha o chamado *steady state* (estado estacionário), no qual o volume de crescimento deveria ser de grandeza suficiente para acompanhar o aumento demográfico e a depreciação de ativos, de maneira que o crescimento *per capita* permanecesse estável. A forma estrutural da função de produção proposta por Solow faz com que, independentemente do nível inicial da relação de crescimento de capital e trabalho, ambos convirjam em direção a um nível de equilíbrio estável. Isso ocorre, porque a variação dos preços dos fatores provocará o ajustamento automático das forças de oferta e demanda por fatores de produção, causando o equilíbrio da relação capital-trabalho e determinando, consequentemente, a taxa de crescimento equilibrado de longo prazo.

Nessa perspectiva, a adoção dos pressupostos neoclássicos é capaz de produzir convergência condicional, no sentido de que os países e/ou regiões com menor dotação de capital por trabalhador eficiente crescerão mais rápido do que os de maior dotação, uma vez controladas as diferenças nos parâmetros que definem a posição de equilíbrio no longo prazo. De

acordo com Barro e Sala-i-Martin (1994), esse resultado provém do fato de que a taxa de crescimento do estoque de capital por trabalhador é diretamente proporcional à distância do país ou da região em relação ao seu próprio *steady state*.

Dessa forma, o modelo de crescimento exógeno de Solow (1956) pressupõe que, numa economia com progresso tecnológico e crescimento populacional, o produto cresceria ao longo do tempo. No estado de crescimento equilibrado, o produto e o capital por trabalhador cresceriam independentemente da taxa de poupança, porém essa mesma taxa afetaria o nível do produto por trabalhador no estado estacionário. Aumentos na poupança conduziriam a aumentos na taxa de crescimento acima do estado de equilíbrio, apenas por um período curto de tempo.

Nesse sentido, no modelo de Solow, pode-se concluir que um país, ao poupar mais ou gastar mais em educação, alcançará um nível mais alto de produto por trabalhador no estado estacionário. Porém, a partir de tal conclusão, não se pode dizer que, ao poupar ou gastar em capital humano, um país poderá se sustentar, permanentemente, em crescimento maior do produto por trabalhador.

A determinação do progresso tecnológico como um elemento exógeno pelo modelo de Solow deu margem a vários questionamentos, e o principal deles está na sua origem. As hipóteses de crescimento exógeno aguçaram os economistas a buscarem e incorporarem modelos mais sofisticados de análise, na tentativa de enquadrar fatores não explicados pela teoria neoclássica. Assim, surgem as novas teorias do crescimento, tendo como precursores Paul Romer (1986, 1990) e Robert Lucas (1988), que agregaram a ideia de capital humano como um fator no modelo de crescimento.

Os modelos de crescimento endógeno partem do pressuposto da existência de rendimentos não decrescentes (ao menos constantes) de escala, quebrando, assim, uma das hipóteses — base do modelo neoclássico tradicional. Os pioneiros do crescimento endógeno integraram a possibilidade de explicar o crescimento através de determinantes endógenos à economia, como os investimentos em P&D, assinalados por Romer (1990), ou em capital humano, como defendido por Lucas (1988), possibilitando, assim, uma conexão entre poupança e crescimento.

Lucas e Romer exploraram a possibilidade de que a acumulação conjunta de capital físico e humano poderia ser suficiente para sustentar o crescimento, ou seja, eles acreditavam na geração de um crescimento contínuo, mesmo sem progresso tecnológico. Os teóricos do crescimento endógeno tinham a noção de que o conhecimento era gerado de forma endógena, mas apenas quando esse elemento foi incorporado em modelos formais foi

possível ter uma ideia mais clara de sua importância para o crescimento e, principalmente, para a determinação da tecnologia nos diferentes países.

Segundo as conclusões de Lucas (1988), as taxas de crescimento dos países desenvolvidos tenderiam a ter certa estabilidade, considerando longos períodos de tempo, pelo fato de terem uma estrutura mais sólida em termos de capital físico e humano. Já os países menos desenvolvidos tenderiam a ser mais instáveis, apresentando oscilações nos seus índices de crescimento.

No entanto, apesar de trazerem importantes avanços em relação ao modelo anterior, os novos modelos de crescimento não reúnem aspectos geradores de consenso entre os economistas. Mesmo assim, os estudos posteriores à teoria neoclássica tradicional têm caráter mais complementar do que contestador. Aos poucos, novos estudos vão considerando fatores omitidos pelas teorias anteriores, na tentativa de gerar uma análise mais adequada à realidade que está sendo analisada.

2.1 Convergência de renda: conceitos

Em sentido geral, a convergência de renda é uma tendência de diminuição progressiva no tempo das diferenças entre as rendas relativas das economias ricas e pobres. Os critérios de classificação e conceituação sobre convergência, no entanto, não seguem um padrão homogêneo na literatura econômica. O surgimento e a evolução dos conceitos fundamentam-se nos trabalhos empíricos sobre o tema, nos quais a heterogeneidade dos resultados favorece a discussão sobre o que pode ser considerado convergência e como ela se comporta em longo prazo.

Segundo Galor (1996), há três conceitos de convergência comumente utilizados na literatura: convergência β -absoluta, convergência β -condicional e clubes de convergência. Partindo-se da hipótese de β -convergência absoluta, o nível de renda dos países convergiria, no longo prazo, para o mesmo estado estacionário, independentemente de suas condições iniciais, ou seja, todos os países convergiriam para um mesmo nível de renda *per capita*, tendo como pressuposto a existência de um estado estacionário único para o qual todas as economias iriam convergir. Tal hipótese é derivada do modelo de Solow (1956), podendo ser testada, empiricamente, pela seguinte equação de Barro e Sala-i-Martin (1990):

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \beta - \left(\frac{1-e^{-\lambda t \Delta}}{T} \right) \log(y_{i,t_0}) + \varepsilon_{i,t_0+T} \quad (1),$$

em que T representa o tempo decorrido entre o período inicial (t_0) e o ano t , e em que y_{i,t_0+T} representa o PIB *per capita* no T -ésimo ano, após o período inicial; y_{i,t_0} é o PIB *per capita* do período inicial, e ε_{i,t_0+T} é a média dos erros nos T períodos, após o período inicial. Para que a hipótese de convergência seja aceita, é necessário que o coeficiente estimado β seja positivo e estatisticamente diferente de zero, com $0 < \beta < 1$, de maneira que ocorra uma correlação negativa entre o logaritmo do PIB *per capita* inicial (y_{i,t_0}) e sua taxa de crescimento no período até $t_0 + T$.

O conceito de convergência absoluta sugere que economias com menor PIB *per capita* inicial possuem, em média, maiores taxas de crescimento que economias com maior PIB *per capita* inicial, em que o coeficiente estimado (β) mede a velocidade de aproximação entre as economias com menor renda inicial e as economias com maior renda inicial, sendo denominado velocidade de convergência. Segundo Bertussi e Figueiredo (2009), através de manipulação algébrica, partindo da equação (1) pode-se calcular, diretamente, a velocidade de convergência a partir da seguinte equação:

$$\lambda = \frac{-\ln(1+\beta.t)}{t} \quad (2)$$

A velocidade de convergência λ pode ser melhor compreendida através do conceito de meia-vida. Esta, por sua vez, mede o tempo necessário para que economias com menor renda inicial reduzam à metade a distância existente em relação às economias com maior renda inicial. O cálculo da meia-vida é dado por:

$$MV = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (3)$$

Na hipótese de β -convergência condicional, o nível de renda *per capita* das economias é igual em relação às suas características estruturais (tecnologia, capital humano, preferências, etc.), convergindo, no longo prazo, para o mesmo estado estacionário, independentemente de suas condições iniciais. Tal hipótese infere que os países apresentam diferentes condições iniciais e, nesse sentido, tenderão para diferentes estados estacionários. Em outras palavras, as nações menos desenvolvidas não necessariamente deveriam alcançar o nível de renda *per capita* das nações mais desenvolvidas, ao contrário do pressuposto da convergência β absoluta (GALOR, 1996).

Para a estimação da β -convergência condicional, Sala-i-Martin (1996) sugere que sejam incorporadas outras variáveis ao modelo, as quais representariam uma *proxy* para os diferentes *steady states* das diversas economias. A nova equação apresenta-se da seguinte forma:

$$\gamma_{i,t,t+T} = \alpha - \beta \text{Log}(y_{i,t}) + \psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t+T} \quad (4),$$

em que $\gamma_{i,t,t+T} = \ln(y_{i,t+T}/y_{i,t})$ representa a taxa de crescimento da renda *per capita* entre os períodos t e $t + T$; $\log(y_{i,t})$ é o logaritmo natural da renda *per capita* da economia i no tempo t , e $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis que torna constante o *steady state* da economia.

O terceiro tipo de hipótese de convergência que se vem caracterizando em estudos empíricos no Brasil são os clubes de convergência, que, na perspectiva de Galor (1996), baseiam-se na possibilidade de que a movimentação dinâmica de um país, nos âmbitos regional ou estadual, pode ser caracterizada por múltiplos estados estacionários. Nessa concepção, as nações com as mesmas características estruturais e também com as mesmas condições iniciais tenderiam a convergir para o mesmo estado estacionário no longo prazo.

Além dessas hipóteses listadas por Galor, há também o conceito de σ -convergência¹, que pode ser verificado através do estudo da dispersão das rendas *per capita*s, geralmente medida pela variância. Esse tipo de convergência só ocorrerá, se observada uma queda na dispersão das séries analisadas, implicando que as rendas dos países e/ou regiões estariam se aproximando ao longo do tempo. À exceção dos clubes de convergência, os demais conceitos aqui explicitados (σ -convergência, β -absoluta e β -condicional) serão utilizados, neste estudo, para testar a hipótese de convergência entre as regiões brasileiras.

2.2 Estudos empíricos sobre convergência

Ao comprovar que, no período 1870-79, existiu convergência absoluta entre 16 dos países analisados em seus estudos, Baumol (1986) concluiu pela existência de convergência entre países desenvolvidos. Todavia os resultados do seu trabalho foram contestados por De Long (1988), que

¹ O conceito de σ -convergência foi introduzido por Barro (1991), no intuito de diferenciá-lo da convergência β -absoluta. Barro argumenta que a convergência σ é uma condição necessária, mas não suficiente, para a ocorrência de convergência β . Ambos os conceitos são úteis na literatura, dando diferentes informações a respeito do fenômeno da convergência.

apontou, dentre outras falhas, o viés existente na seleção dos países analisados no estudo e acrescentou alguns países que, no ano de 1870, tinham grandes chances de crescimento e que, no entanto, seus resultados apontaram para um caminho de divergência. Assim, a partir desses estudos, a hipótese de convergência entre as nações tem-se revelado um tema bastante controverso.

A concepção dos modelos de crescimento exógeno defendia a existência de convergência condicional entre as economias. Assim, a economia convergiria para o seu *steady-state*, dado que a velocidade da convergência seria proporcional à distância em que a economia se encontrasse em relação ao seu estado estacionário. Nesse sentido, ao se considerarem duas economias com os mesmos parâmetros de taxa de poupança, crescimento demográfico e depreciação, e também o mesmo estado estacionário, tenderia a crescer, mais rapidamente, a economia mais distante do seu estado estacionário comum.

Barro e Sala-i-Martin (1991) levantaram a hipótese de que a convergência entre as regiões de um mesmo país ocorreria de forma mais rápida do que entre diferentes países, justificando que os parâmetros que definem uma economia são mais homogêneos, quando avaliados dentro de uma mesma nação. Partindo desse pressuposto, pode-se dizer que os estados que compõem uma mesma região formam um grupo com características estruturais mais homogêneas. Nesse sentido, na análise feita neste estudo para as regiões brasileiras, supõe-se que há possibilidade de convergência β -absoluta dentro de uma mesma região, devido à redução das peculiaridades.

Os resultados de Barro e Sala-i-Martin (1991) confirmaram as hipóteses propostas, utilizando regressões do tipo *cross-section* com dados de cidades japonesas, regiões europeias e estados norte-americanos. Lucas (1988) também pontua que fazer comparações entre as taxas de crescimento dentro dos países se torna mais coerente do que quando ela é feita entre países.

Barro e Sala-i-Martin (1992) encontraram a existência de convergência absoluta nos estados norte-americanos, no período 1840-88, porém, ao utilizarem dados *cross-section* numa análise em nível mundial para 110 países, detectaram apenas convergência condicional no período 1960-85. Sala-i-Martin (1996) obtém os mesmos resultados para o mesmo grupo de 110 países no período 1960-90, porém detectou convergência absoluta para uma subamostra de países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

A hipótese de convergência começou a ser investigada nos estudos brasileiros, em meados dos anos 90. Os estudos iniciais foram inspirados

pelo modelo aplicado para a economia norte-americana, demonstrando uma preocupação com a convergência da renda *per capita* como medida de produtividade agregada da economia. Além disso, há, na maioria desses estudos, uma subjacente motivação em submeter a testes empíricos os pressupostos do modelo neoclássico de crescimento econômico, formulado segundo a versão original de Barro e Sala-i-Martin (1990).

Nesse sentido, Ferreira e Ellery Jr. (1996) buscaram verificar a existência de convergência *per capita* e estimar a velocidade do processo para o período 1970-90. A metodologia adotada foi a participação de cada estado na arrecadação total de Impostos sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), nos anos 1985-90, calculando-se, depois, a taxa de crescimento dessa participação para cada um dos estados. Os resultados apontados para o teste de β -convergência entre 1970 e 1990 foram positivos, com uma taxa de 1,3% a.a., mais baixa que os 2% encontrados por Sala-i-Martin (1990), ressaltando a afirmação de que os estados mais pobres do Brasil estariam diminuindo a distância que os separa dos mais ricos.

Vergolino e Monteiro Neto (1996) analisaram a hipótese de convergência da renda *per capita* para as microrregiões da Região Nordeste no período 1970-93, utilizando regressões das taxas de crescimento do PIB microrregional contra o log do PIB microrregional *per capita* do período inicial (1970). Os autores constataram poucas evidências de convergência absoluta entre os estados (cuja renda sofre influência das capitais) e verificaram divergência entre as microrregiões.

O estudo de Arraes (1997) procurou analisar a hipótese de convergência entre os PIBs *per capita* dos estados nordestinos no período 1970-95. Utilizando um modelo econométrico não linear com análise *cross-section* para os estados, detectou a existência de convergência β -absoluta e σ -convergência nos estados nordestinos, enfatizando que elas aconteceram com rápida velocidade.

Zini Jr. (1998) realizou testes de convergência da renda *per capita* para os estados do Brasil no período 1939-94. A renda *per capita* é obtida dividindo o PIB dos estados por sua respectiva população. Os resultados obtidos pelo autor apontam a existência de β convergência entre os estados, porém com uma velocidade baixa, em torno de 0,8% e 0,9% ao ano. Como indicado anteriormente, a baixa velocidade de convergência é também compatível com outros estudos feitos com os dados brasileiros.

Azzoni (2001) utilizou uma metodologia similar à de Ferreira (1998), no intuito de analisar a evolução da desigualdade regional em 20 estados brasileiros, no período 1939-95. O autor concluiu que há uma tendência de convergência da renda regional no Brasil, porém com oscilações importantes ao longo do tempo, na evolução da desigualdade, entre as regiões, den-

tro do País. Com relação à velocidade de convergência, Azzoni (2001) destaca que a convergência absoluta é de 0,68% a.a, e, no caso da convergência condicional, é de 1,29% a.a. Isso implica que, em, aproximadamente, 102 e 54 anos, ocorrerá uma diminuição pela metade na desigualdade da renda.

O estudo feito por Souza e Porto Jr. (2002) analisou a hipótese de convergência para os municípios nordestinos no período 1970-91. Através da metodologia de Drennan e Lobo (1999), os autores rejeitaram a hipótese de convergência para a renda *per capita* dos municípios da Região Nordeste do Brasil ao nível de significância estatística de 0,01. O teste não permitiu afirmar que os municípios pobres cresceram a taxas maiores do que os municípios relativamente ricos. Segundo os autores, há uma tendência de longo prazo de desaparecimento do grupo dos muito ricos, porém o grupo dos muito pobres continua significativo. Esses resultados apontam uma persistência na desigualdade da distribuição de rendas interestaduais no Brasil, além de negarem a hipótese de convergência.

Azzoni e Barossi Filho (2003) analisaram a renda *per capita* de 20 estados brasileiros para o período 1947-98. A metodologia adotada consistiu em testes de raiz unitária de Perron (1989) para as séries de renda *per capita*. Foram rejeitadas as hipóteses de quebras estruturais, e os resultados indicam a presença de convergência estocástica de renda *per capita* entre os estados brasileiros: “[...] *convergence within the regions, that is, states converging to the income level in the region they belong to, is not homogeneous in the country*” (AZZONI; BAROSSO-FILHO, 2003, p. 9).

Amorim, Scalco e Braga (2008) buscaram verificar, no período 1980-2000, se as funções de produção dos modelos de crescimento de Solow simples e aumentado explicariam o padrão de renda *per capita* nos estados brasileiros de uma forma agregada e para os setores agropecuária, indústria e serviços. Os autores constataram a existência de convergência absoluta para o caso geral e para os setores indústria e serviços. No caso da convergência condicional, apenas o setor indústria apresentou tendência à convergência.

Através da metodologia de Regressões ponderadas geograficamente (RPG), Ribeiro e Almeida (2012) buscaram analisar a hipótese de convergência local para as áreas mínimas comparáveis (AMCs) no Brasil. Os principais resultados confirmam a hipótese de múltiplos equilíbrios. Porém, de maneira mais sofisticada que a análise de clubes de convergência, os resultados da análise local indicam que cada AMC estaria convergindo para o seu específico estado estacionário.

Matos Filho, Silva e Carvalho (2012) analisaram a convergência de renda *per capita* entre as microrregiões da Região Nordeste do Brasil no

período 1985-2008. Para isso, foram executadas regressões em *cross-section*, entre a taxa de crescimento do PIB, entre 1985 e 2000, e o seu nível, em 1985. Em todas as regressões, foram constatados processos de β -convergência, o que foi confirmado, posteriormente, por testes de σ -convergência.

O estudo feito por Araújo, Santos e Rocha (2013) procurou analisar a distribuição espacial da renda *per capita*, bem como abordar o fenômeno da convergência de renda *per capita* para as microrregiões piauienses no período 1991-2010, a partir de dados do IPEADATA e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Os resultados obtidos sugerem a existência de um processo de convergência, tanto absoluta quanto condicional, de renda, entre os municípios do estado, no período analisado.

Silva e Paixão (2013) buscaram verificar a formação de clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros no período 2000-10, através dos métodos não paramétricos de: densidade Kernel, regressão quantílica linear e do *constrained smoothing B-splines* (COBS). A análise da densidade Kernel indicou que a distribuição da renda é bimodal, e o método *constrained smoothing B-splines*, que testou a hipótese de β -convergência, constatou a não linearidade entre os quantis e ratificou a formação de dois polos de convergência.

Os resultados alcançados pelos estudos sobre convergência no Brasil não são correlacionados entre si, de forma clara, o que pode estar associado à diversidade de metodologias e bases de dados utilizadas. O processo de convergência de renda *per capita* aparece nesses trabalhos como algo instável ou fracionado em determinados períodos, chegando também a não existir. Tais constatações só reafirmam a existência das desigualdades enraizadas no Brasil, contrariando as formulações neoclássicas de Robert Solow.

3 Metodologia

O método de estimação para a análise de convergência absoluta e condicional será realizado através de dados em painel dinâmico, estimando regressões através do Software Stata versão 12.1, baseado na metodologia utilizada em Cravo e Soukiazis (2006), que examinaram o processo de convergência entre os estados brasileiros a cada cinco anos, no período 1980-2000, utilizando os diferentes conceitos de convergência e dando uma especial atenção ao papel do capital humano como fator condicionante para este.

Cravo e Soukiazis (2006) dividiram os estados brasileiros em três amostras, quais sejam: (a) todos os estados do Brasil; (b) os estados das Regiões Sul e Sudeste; e (c) os estados da Região Nordeste. Essa divisão objetivou detectar os diferentes processos de convergência e também tentar entender o impacto do capital humano a partir do nível de desenvolvimento dos estados. Os autores também introduziram, em sua análise, *dummies* estaduais, com a finalidade de testar, se os efeitos não observados de cada estado seriam importantes para a análise de convergência. Os autores explicam que, para a utilização das *dummies*, é necessário inserir $i-1$ variáveis *dummies*. Dessa forma, um dos efeitos teria que ser retirado, no intuito de evitar uma perfeita colinearidade, ou seja, quando os efeitos do tempo somariam um.

Ao assumir a análise de dados em painel, parte-se do modelo geral, especificado na seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + v_i + z_t + \varepsilon_{it} \quad (5),$$

em que v_i representa os efeitos específicos, ou as características, das unidades que não variam ao longo do tempo; z_t expressa características que variam no tempo t ; e ε_{it} é o termo de erro.

Segundo Wooldridge (2002), quando se utilizam dados em painel, normalmente se têm dois modelos a serem escolhidos para tratamento dos dados: o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios. O modelo de efeitos fixos (*fixed effects*) utiliza o método Least Square Dummy Variable (LSDV), em que as diferenças entre as economias podem ser representadas nos diferentes termos constantes, a partir da inclusão de variáveis *dummies* para cada economia. Já o modelo de efeitos aleatórios (*random effects*), estimado a partir do método Generalized Least Square (GLS), incorpora os efeitos individuais no termo do erro, ou seja, tem como suposição que a especificidade de cada unidade de análise é distribuída de forma aleatória.

Partindo da equação (5), podem-se estimar as equações de efeitos fixos e aleatórios, de acordo com as pressuposições feitas a respeito da possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas x_{it} . Assim, a equação que representa o modelo de efeitos fixos é tal que:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

No caso, X_{it} é a variável explicativa, e a mudança dos efeitos é a mesma para todas as unidades e períodos; α_i é uma variável constante, que

captura os efeitos dessas variáveis; β é a medida dos efeitos parciais de X_{it} no período t por unidade i ; e ε_{it} é o termo independente e distribuído igualmente para os indivíduos no tempo, com média 0 e variância σ_{ε}^2 .

Já a estimação do modelo de efeitos aleatórios pode ser representada pela seguinte equação:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \quad (7),$$

em que u_{it} é o termo de erro combinado, ou seja, $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, pressupondo que os efeitos não observados α_i sejam *iid* (independentes e identicamente distribuídos) e com variância σ_{ε}^2 . Assim, no modelo de efeitos aleatórios, assume-se que o efeito não observado α_i é não correlacionado com a variável explicativa.

Vale salientar que, na análise aqui pretendida, tal como feito por Cravo e Soukiazis (2006) nas regressões que utilizaram o método de efeitos fixos, também foram introduzidas *dummies* estaduais, com o objetivo de captar as particularidades existentes em cada estado. A intenção foi verificar se os resultados se tornam mais significativos quando as *dummies* são incluídas, ou seja, se os efeitos não observados possuem importância para a análise de convergência.

Segundo Islam (2003), quando se utilizam dados em painel para a análise de convergência, opta-se, normalmente, pelo modelo de efeitos fixos. No entanto, para identificar qual o melhor modelo a ser escolhido, utiliza-se o Teste de Hausman (1978), o qual assume como hipótese nula que o efeito individual não está correlacionado com os efeitos explicativos. Assim, Hausman (1978) testa se os estimadores fixos e aleatórios são significativamente diferentes. Quando a hipótese nula é rejeitada, conclui-se que os efeitos aleatórios são inconsistentes, e, por isso, é preferível a utilização do modelo de efeitos fixos. A probabilidade de rejeitar, ou não, a hipótese nula (H_0) é de 5% para amostras grandes, que é a probabilidade padrão em análises econométricas, e é de 10% para amostras pequenas.

3.1 Fonte e tratamento dos dados

Os dados coletados para as regiões brasileiras no período 1995-2009 foram retirados do IPEADATA e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo que os dados que correspondem à variável dependente PIB *per capita* (Y) e as variáveis explicativas (taxa de analfabetismo

($T_{xanalfa}$)², anos de estudos (X_{estudo})³ e a taxa de matrícula no ensino médio ($T_{xmédio}$)⁴ são da base de dados do IPEADATA. Já os dados sobre a população foram retirados do IBGE. Vale salientar que, mesmo existindo disponibilidade de dados desagregados do Censo e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o presente estudo optou por utilizar dados agregados.

Dessa forma, para medir a convergência nas regiões brasileiras, a taxa média de crescimento do PIB *per capita* no período 1995-2009 foi calculada para períodos trienais. Islam (1995) e Temple (1999) recomendam que esse espaço de tempo tem o intuito de prevenir a influência dos ciclos econômicos, ao contrário da utilização de taxas de crescimento anuais. Como o foco principal deste estudo é testar a hipótese de convergência nos estados nordestinos, e se o capital humano teria influência significativa para tal ocorrência, o intervalo de tempo considerado torna-se conveniente, visto que os impactos da educação não se dão no curto prazo.

Assim como feito por Nakabashi (2005), Cravo e Soukiazis (2006) e Abitante (2007), para a construção da análise desenvolvida neste trabalho optou-se por transformar as variáveis, obtendo-se o logaritmo natural (log-log) dos seus valores, a fim de proporcionar um melhor ajuste ao modelo. Outra questão relevante é que a transformação dos dados em logaritmo reduz a discrepância entre os valores estimados, sendo uma técnica comumente utilizada para correção de heteroscedasticidade. Desse modo, tal modelo torna-se bastante conveniente, pois se pode trabalhar diretamente em termos de elasticidade, dado que os coeficientes gerados através do modelo log-log são as elasticidades da variável dependente com relação às variáveis explicativas.

A divisão da amostra para os estados brasileiros, utilizada no presente estudo, segue a mesma feita por Cravo e Soukiazis (2006). O diferencial está na inclusão da amostra que contém os estados das Regiões Centro-Oeste e Norte e também na utilização de uma nova periodicidade das taxas de crescimento, que passa a ser trienal. O intuito é tentar ilustrar o comportamento mais recente do fenômeno da convergência do PIB *per capita* nas regiões brasileiras, considerando o período 1995-2009.

² Da população de 15 anos ou mais.

³ Da população adulta com idade de 25 anos ou mais.

⁴ Da população com idade entre 15 e 17 ou com mais de oito anos de estudo.

4 Resultados

4.1 Convergência sigma (σ)

A existência de σ -convergência é detectada através da análise da variância σ^2 , que consiste em observar a dispersão das rendas *per capita* dos estados ao longo do período de análise escolhido. Ferreira e Ellery Jr. (1996) argumentam que, pelo fato de os PIBs *per capita* dos estados estarem aumentando com o tempo, isso pode levar a uma subestimação da convergência sigma, uma vez que há uma tendência natural da variância aumentar com o tempo. Como solução, os autores sugeriram que, ao invés de considerar apenas a variância, deve-se levar em conta também o coeficiente de variação, que é dado pela divisão do desvio-padrão da amostra pela sua média $CV = \sigma^2/\mu$. Assim, constata-se que há convergência, se for observada uma queda na dispersão das séries, o que implica dizer que as rendas *per capita* dos estados estar-se-iam aproximando ao longo do tempo. Veja-se a Tabela 1:

Tabela 1

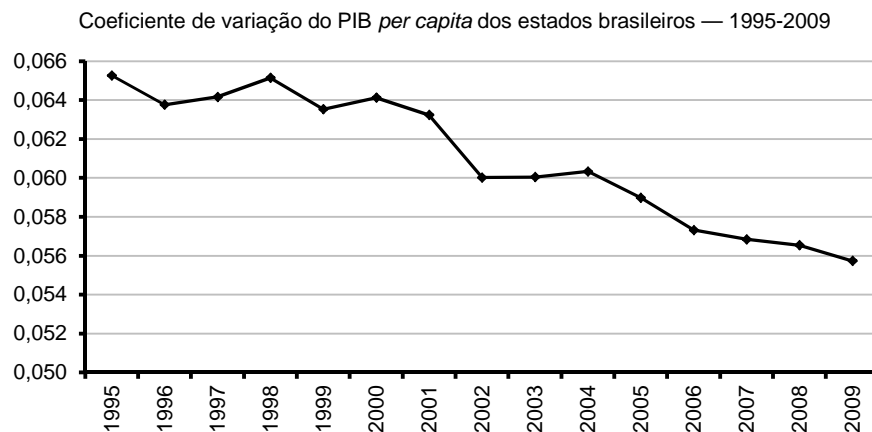
Coeficientes de variação do Log do Produto Interno Bruto *per capita* — 1995-2009

| ANOS | VARIÂNCIA σ^2 | CV = (σ^2/μ) |
|------|----------------------|-------------------------|
| 1995 | 0,293942 | 0,065270 |
| 1996 | 0,281925 | 0,063764 |
| 1997 | 0,286562 | 0,064164 |
| 1998 | 0,295693 | 0,065141 |
| 1999 | 0,278911 | 0,063532 |
| 2000 | 0,288658 | 0,064123 |
| 2001 | 0,280830 | 0,063240 |
| 2002 | 0,261691 | 0,060023 |
| 2003 | 0,262413 | 0,060047 |
| 2004 | 0,267725 | 0,060330 |
| 2005 | 0,256614 | 0,058972 |
| 2006 | 0,244047 | 0,057324 |
| 2007 | 0,245792 | 0,056847 |
| 2008 | 0,243901 | 0,056540 |
| 2009 | 0,236767 | 0,055736 |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA.

Com base nos resultados obtidos na Tabela 1, não se rejeita a hipótese de σ -convergência do PIB para os estados brasileiros. Graficamente, tem-se (Gráfico 1):

Gráfico 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA.

A partir do Gráfico 1, apesar de se observarem algumas oscilações que caracterizam divergência, nos anos 1997, 1998, 2000 e 2004, a dispersão do PIB *per capita* diminuiu durante o período completo, com a redução sendo mais acentuada a partir de 2004. Nos estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996), Arraes (1997), Azzoni (2001) e Matos Filho, Silva e Carvalho (2012), também foram encontradas evidências de σ -convergência.

4.2 Convergência β -absoluta

A hipótese de convergência absoluta pode ser testada a partir da equação (1), descrita na seção 3, extraída de Barro e Sala-i-Martin (1990), a qual relaciona a taxa de crescimento da renda *per capita* com o log da renda inicial *per capita* da economia analisada. Como explicado na seção 6, para testar a existência, ou não, de convergência, foram utilizadas as taxas médias de crescimento do PIB calculadas para cada três anos, no período 1995-2009.

A análise foi feita a partir da divisão dos estados brasileiros em quatro amostras, quais sejam: (a) todos os estados do Brasil (incluindo o Distrito Federal); (b) os estados das Regiões Sul e Sudeste; (c) os estados das Regiões Centro-Oeste e Norte; e (d) os estados da Região Nordeste. Essa divisão teve o intuito de gerar uma maior homogeneização para análise, na tentativa de verificar se o capital humano gera diferenças no processo de convergência das regiões brasileiras. A estimação através de dados em painel e os seus respectivos resultados para a análise trienal de convergência absoluta estão descritos no Quadro 1.

Observa-se que os sinais dos coeficientes estimados β se mostram coerentes com o predito na teoria, uma vez que o log do PIB *per capita* inicial (LnY_{pc}) apresentou relacionamento negativo e significativo, em termos estatísticos, aos níveis de 95% e 99% de confiança, em relação à taxa de crescimento do PIB *per capita* (Y) no período. Isso significa que há uma tendência de os estados mais pobres crescerem mais rápido do que os mais ricos, afetando, positivamente, a redução das disparidades econômicas entre os estados analisados, caracterizando, assim, convergência absoluta.

Quadro 1

Convergência absoluta, em intervalos trienais — 1995-2009

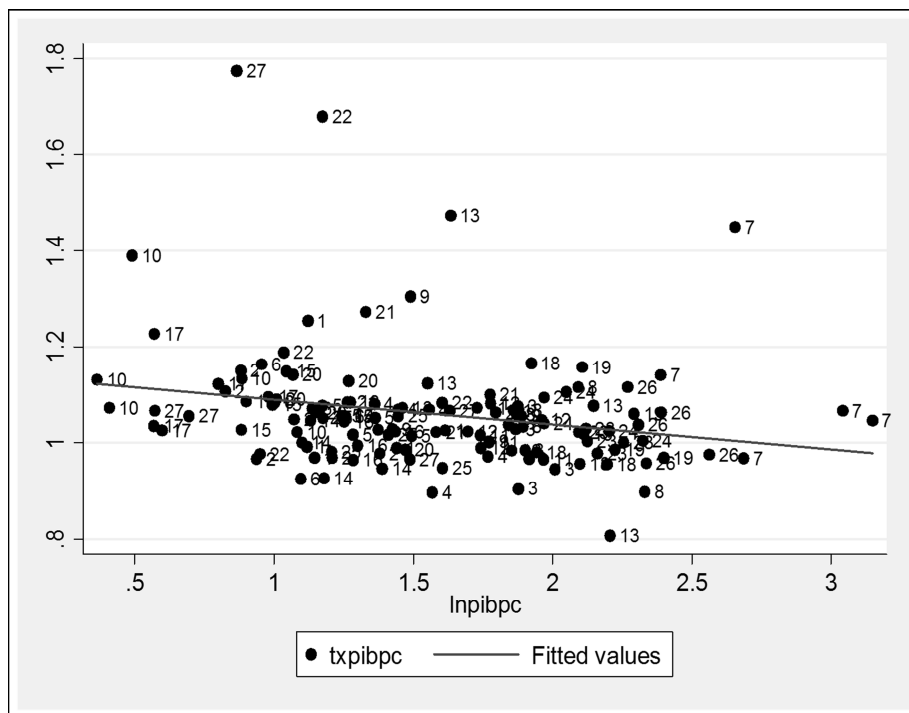
| Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i> | | | | | |
|---|---|---|--|--|---|
| | Estimações | Brasil | Sudeste/Sul | Centro-Oeste /Norte | Nordeste |
| Random Effects (GLS) | Constante (α) | 0,1267796 | 0,1904426 | 0,1312494 | 1,122301 |
| | XlnYpc (β) | -0,0467876 (2,89) (1) | -0,0790041 (1,87) (2) | -0,0403463 (1,07) | -0,1329572 (4,40) (1) |
| | R² ajustado | 0,0590 | 0,3580 | 0,0201 | 0,3005 |
| | Meia-Vida | 13 (anos) | 6,89 (anos) | Não há convergência | 3,17(anos) |
| | Velocidade (λ) | 0,0532 | 0,1005 | | -0,2186 |
| Fixed Effects (LSDV) | Dummies | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Constante (α) | 0,2675989 | 0,5042882 | 0,2609813 | 1,183304 |
| | XlnYpc (β) | -0,1761613 (6,24) (1) | -0,2436458 (4,57) (1) | -0,1710244 (4,21) (1) | - 0,155223 (-2,47) (1) |
| | R² ajustado | 0,1260 | 0,3972 | 0,1026 | 0,3625 |
| | Meia-vida | 1,62 ano | 2,27 anos | 1,79 ano | 2,31 anos |
| | Velocidade (λ) | 0,4254 | 0,3044 | 0,3863 | 0,2993 |
| | | Brasil | Sudeste/Sul | Centro-Oeste / Norte | Nordeste |
| | Teste de Wald (Heterocedasticidade) | Chi2(27)= 7587.00 Prob>chi2=0. 000 | Chi2(7)= 276.37 Prob>chi2=0.0 000 | Chi2(11)= 1184.53 Prob>chi2=0.0 000 | Chi2(9)= 381,29 Prob>chi2=0. 000 |
| | Teste de Wooldridge (Autocorrelacionado) | F(1,26)= 9.824 Prob>F= 0.0042 | F(1,6)= 0.040 Prob>F= 0.8472 | F(1,10)= 10.206 Prob>F= 0.0096 | F(1,8)= 11,214 Prob>F= 0,0101 |
| | Teste de Hausman (7) | Chi2(2) = 9.57 Prob>chi2 = 0.002 | Chi2(1) = 13.52 Prob>chi2 = 0.002 | Chi2(1) = 3,78 Prob>chi2 = 0,0520 | Chi2(1) = 0,05 Prob>chi2 = 0,828 |

(1) Variáveis significativas ao nível de 1% — os valores já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. (2) Variáveis significativas ao nível de 5% — os valores já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. (3) De 27 *dummies*, todas são positivas, sendo que 25 foram significativas a 1%, e duas foram significativas ao nível de 10%. 4. De sete *dummies*, três foram significativas a 5%; duas, a 10%; e uma foi significativa a 1%. 5. De 11 *dummies*, seis foram significativas a 1%, três *dummies* foram significativas a 10%, e uma *dummy* foi significativa a 5%. 6. De nove *dummies*, cinco são positivas e têm significância estatística ao nível de 5%, e três *dummies* tem significância ao nível de 5%. 7. Testa a hipótese de efeitos aleatórios contra efeitos fixos.

Como ilustração, tem-se a representação gráfica da amostra utilizada na Figura 1. Os pontos representam as observações da amostra, e, entre eles, está a linha de previsão da regressão. A relação entre as variáveis é negativamente inclinada, indicando que, quanto maior o log do PIB inicial, menores serão as taxas de crescimento do PIB *per capita*.

Figura 1

Convergência β -absoluta – estados brasileiros (intervalos trienais) — 1995-2009



Os pontos mais afastados da reta representam os estados das Regiões Nordeste, Centro-Oeste (exceto o Distrito Federal) e Norte, que, em sua maioria, apresentaram os menores PIBs *per capita* iniciais e, portanto, tenderiam, *ceteris paribus*, a obter maiores taxas de crescimento. Sala-i-Martin (1996), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Arraes (1997), Azzoni (2001), Amorim, Scalco e Braga (2008), Matos Filho, Silva e Carvalho (2012) e Araújo, Santos e Rocha (2013) também constataram a existência de convergência absoluta em seus estudos.

Quando os efeitos específicos são assumidos como aleatórios (regressão estimada através do método GLS), os resultados mostram-se satisfatórios, à exceção da amostra das Regiões Centro-Oeste e Norte, a qual não

apresentou indícios de convergência absoluta através desse método. O teste de Hausman sugere que o modelo de efeitos fixos é mais apropriado do que o modelo de efeitos aleatórios, exceto para a amostra da Região Nordeste.

Através do método de efeitos fixos, observaram-se altas taxas anuais de convergência em todas as amostras, sendo 42,5% para o Brasil, 30,5% para as Regiões Sul e Sudeste, 38,6% para as Centro-Oeste e Norte, e 4,2% para a Região Nordeste. Assim, a inclusão das *dummies* tornou o processo de convergência mais rápido, gerando, conseqüentemente, uma queda na meia-vida, ou seja, reduziu-se o tempo necessário para que economias com menor PIB inicial reduzam à metade a distância existente em relação às economias com maior PIB.

Segundo Azzoni (1997), uma limitação importante para se estudar a questão da convergência é a disponibilidade de informações estatísticas para um período de tempo considerável, visto que o fenômeno da convergência, por sua natureza estrutural, necessita de longos períodos, para que possa se manifestar. Porém, apesar de o período de análise utilizado neste estudo ser de apenas 15 anos, as taxas de convergência absoluta obtidas foram superiores às encontradas na literatura que utilizam séries bem longas, como, por exemplo, Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997) e Zini Jr. (1998).

No entanto, é importante observar uma diferença básica nos resultados dos modelos de efeitos aleatórios e fixos. Apesar de ambos terem apresentado um coeficiente negativo e significativo e utilizarem, em sua regressão, as mesmas variáveis, apenas os resultados na regressão de efeitos aleatórios indicam um processo de convergência absoluta. Ou seja, os estados estariam convergindo para uma mesma renda de equilíbrio. Contudo o coeficiente β do modelo com efeitos fixos sugere a existência de convergência condicional: os estados só convergiriam para a mesma renda, caso apresentassem características semelhantes não observadas. Dessa forma, pode-se aprofundar a análise testando a hipótese de convergência condicional com foco no capital humano.

4.3 Convergência β -condicional

Para a análise de convergência condicional através de dados em painel com efeitos fixos⁵, foram utilizadas três diferentes *proxies* para represen-

⁵ Para a análise de convergência condicional, adotou-se o método de efeitos fixos, visto que o teste de Hausman apontou-o como o mais apropriado em praticamente todas as regressões.

tar o capital humano, no intuito de controlar, *ceteris paribus*, os diferentes pontos de equilíbrio, quais sejam: taxa de analfabetismo (*Txanalfa*), taxa de matrícula do ensino médio (*Txmédio*) e anos de estudo (*Xestudo*). Como proposto por Cravo e Soukiazis (2006), cada variável do capital humano será introduzida, separadamente, na análise de convergência, para prevenir problemas de multicolinearidade e também para medir o impacto individual de cada nível de capital humano sobre o PIB *per capita*. Os resultados da análise de convergência condicional para períodos trienais, utilizando método de efeitos fixos, encontram-se no Quadro 2.

Ao se analisar os resultados obtidos para a taxa de analfabetismo (*Txanalfa*) na regressão, constata-se que a convergência só ocorre nas amostras das Regiões Sul, Sudeste e Nordeste. Como previsto, os coeficientes obtidos por essa variável foram negativos, o que significa que, quanto mais alta for essa taxa, menor será o crescimento do PIB *per capita*. A velocidade de convergência para as Regiões Sul e Sudeste foi de 11,4% a.a., e, para a Nordeste, essa velocidade foi bastante baixa, cerca de 0,68%⁶ a.a., revelando uma diferenciação entre os processos de convergência nas duas amostras.

Ao se inserir a variável taxa de matrícula no ensino médio (*Txmédio*), também se constata a existência de convergência através da relação inversa apresentada pela variável log do PIB *per capita* (*XlnYpc*) e as taxas de crescimento trienais. Todos os coeficientes estimados para a variável *Txmédio* têm os sinais previstos pela literatura e são significativos, indicando que o estoque de capital humano no nível médio é relevante para explicar o processo de convergência entre as regiões brasileiras.

Na amostra com todos os estados do Brasil, a velocidade de convergência encontrada foi de 3,14% a.a., sendo esta um pouco mais baixa do que a encontrada por Cravo e Soukiazis (2006), que foi de 4,77% a.a., para esse mesmo nível de capital humano. Já para as amostras das Regiões Centro-Oeste e Norte, Sudeste e Sul e Nordeste, as taxas encontradas foram de 6,06%, 1,48%, e 1,23% respectivamente. Estas duas últimas taxas se aproximam das que foram observadas nos estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Bertussi e Figueiredo (2009), que foram de 1,39% e 1,15% a.a. respectivamente.

⁶ Azzoni (2001), ao analisar a evolução da desigualdade regional em 20 estados brasileiros, no período 1939-95, encontrou essa mesma taxa de 0,68% a.a. para convergência absoluta.

Quadro 2

Convergência condicional (efeitos fixos), em intervalos trienais — 1995-2009

| Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i> | | | | | |
|---|--------------------------------------|--|--|--|--------------------------------------|
| | Estimações | Brasil | Sudeste/Sul | Centro-Oeste /Norte | Nordeste |
| Taxa de Analfabetismo (LSDV) | <i>Dummies</i> | (1) | (1) | (1) | (1) |
| | XlnYpc (β) | -0,2226696 (3,00) (1) | -0,5544348 (5,33) (1) | -0,1788869 (2,15) (2) | 0,4070031 (5,13) (1) |
| | Tx analfa | 0,0892112 (0,91) | -0,2248414 (3,27) (1) | -0,02500703 (0,14) | -0,3426421 (2,90) (1) |
| | R ² ajustado | 0,3074 | 0,5299 | 0,1032 | 0,5395 |
| | Constante (α) | 0,5758526 | 1,670679 | 0,3408989 | 4,431559 |
| | Meia-vida | Não há convergência | 6,05 anos | Não há convergência | 100,7 anos |
| | Velocidade (λ) | | 0,1144 | | 0,0068 |
| | Teste de Wald (Heteroscedasticidade) | Chi2(27)= 4026.71 Prob>chi2=0.0000 | Chi2(7)= 69.05 Prob>chi2=0.000 | Chi2(11)= 1369.60 Prob>chi2=0.0000 | Chi2(9)= 21,79 Prob>chi2=0,0096 |
| | Teste de Wooldridge (Autocorrelação) | F(1,26)= 7.568 Prob>F= 0.0107 | F(1,6)= 0,081 Prob>F= 0,7850 | F(1,10)= 10.272 Prob>F= 0.0094 | F(1,8)= 7,880 Prob>F= 0,0229 |
| | Teste de Hausman (3) | Chi2(2) = 7.07 Prob>chi2 = 0.0291 | Chi2(2) = 25,19 Prob>chi2 = 0.0000 | Chi2(2) = 3.33 Prob>chi2 = 0,1891 | Chi2(2) = 5.45 Prob>chi2 = 0,0656 |
| Taxa de Matrícula no Ensino Médio (LSDV) | <i>Dummies</i> | (1) | (1) | (1) | (1) |
| | XlnYpc (β) | -0,4340771 (11,47) (1) | -0,3856859 (5,99) (1) | -0,4708759 (5,14) (1) | -0,3879937 (4,83) (1) |
| | Txmédio | 0,1573557 (9,79) (1) | 0,0930443 (3,23) (1) | 0,2525825 (4,32) (1) | 0,1090083 (3,84) (1) |
| | R ² ajustado | 0,2781 | 0,4689 | 0,3735 | 0,5059 |
| | Constante (α) | 0,638357 | 0,4438258 | -0,213143 | 2,879105 |
| | Meia-vida | 22 anos | 46,6 anos | 11,4 anos | 55,9 anos |
| | Velocidade (λ) | 0,0314 | 0,0148 | | 0,0606 |
| | Teste de Wald (Heteroscedasticidade) | Chi2(27)= 2914.59 Prob>chi2=0.0000 | Chi2(7)= 143.59 Prob>chi2=0.0000 | Chi2(11)= 89.62 Prob>chi2=0.0000 | Chi2(9)= 21,82 Prob>chi2=0.0095 |
| | Teste de Wooldridge (Autocorrelação) | F(1,26)= 2.220 Prob>F= 0.1482 | F(1,6)= 0.996 Prob>F= 0.3567 | F(1,10)= 0.829 Prob>F= 0.3841 | F(1,8)= 3,388 Prob>F=0,1029 |
| | Teste de Hausman (3) | Chi2(2) = 29.94 Prob>chi2 = 0.0000 | Chi2(2) = 22.89 Prob>chi2 = 0.0000 | Chi2(2) = 17.86 Prob>chi2 = 0.0001 | Chi2(1) = 6,77 Prob>chi2 = 0,0339 |

(continua)

Quadro 2

Convergência condicional (efeitos fixos), em intervalos trienais — 1995-2009

| Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i> | | | | | |
|---|---|--|---|--|---|
| | Estimações | Brasil | Sudeste/Sul | Centro-Oeste /Norte | Nordeste |
| Anos de Estudos (LSDV) | Dummies | (1) | (1) | (1) | (1) |
| | XlnYpc (β) | -0,2895148 (3,45) (1) | -0,5137637 (5,06) (1) | -0,2589994 (1,94) (2) | -0,3756083 (3,99) (1) |
| | Xestudo | 0,2565875 (1,73) (4) | 0,3801141 (3,03) (1) | 0,2892925 (0,85) | 0,311001 (2,94) (1) |
| | R² ajustado | 0,3285 | 0,5027 | 0,1263 | 0,4998 |
| | Constante (α) | -0,0402631 | 0,3714419 | -0,1374281 | 2,564471 |
| | Meia-vida | 4,31 anos | 7,69 anos | Não há convergência | 26,6 anos |
| | Velocidade (λ) | 0,1607 | 0,0900 | | 0,0260 |
| | Teste de Wald (Heteroscedasticidade) | Chi2(27)= 3885.72 Prob>chi2=0.000 | Chi2(7)= 37.95 Prob>chi2= 0.0000 | Chi2(11)= 1574.45 Prob>chi2=0.000 | Chi2(9)= 28.64 Prob>chi2=0.007 |
| | Teste de Wooldridge (Autocorrelação) | F(1,26)= 8.840 Prob>F= 0.0063 | F(1,6)= 1.735 Prob>F= 0,2359 | F(1,10)= 10.320 Prob>F= 0.0093 | F(1,8)= 5,230 Prob>F= 0,0515 |
| | Teste de Hausman (3) | Chi2(2) = 13.54 Prob>chi2 = 0.0011 | Chi2(2) = 24,89 Prob>chi2 = 0.0000 | Chi2(2) = 5.03 Prob>chi2 = 0.0808 | Chi2(2) = 4,97 Prob>chi2 = 0,0834 |

NOTA: 1. *Txanalfia* é a taxa de analfabetismo da população com 15 anos ou mais.

2. *Txmédio* é o percentual de jovens com idade entre 15 e 17 anos que frequentam o ensino médio ou completaram 8 anos de estudos.

3. *Xestudo* é o número médio de anos de escolaridade da população com mais de 25 anos.

(1) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 1%. (2) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 5%. (3) Testa a hipótese dos efeitos aleatórios contra os efeitos fixos. Os dados entre parênteses representam a estatística *t*. (4) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 10%. Os valores do quadro já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Sob a hipótese de convergência condicionada ao estoque de educação no nível médio, as desigualdades mostram-se mais acentuadas quando se consideram as amostras das Regiões Sul e Sudeste e Nordeste, sendo que, nesta última, estima-se uma meia-vida em torno de 56 anos para que o nível da renda *per capita* inicial possa atingir metade do nível do estado estacionário. Isso implica um processo de convergência bastante lento e aparentemente diferenciado entre as quatro amostras consideradas, quando se utiliza a variável taxa de matrícula do ensino médio.

A última *proxy* utilizada para o capital humano foi a média de anos de estudo. Pode-se observar que a inserção da variável (*Xestudo*) torna as equações estimadas mais robustas (quando se compara com os resultados obtidos para convergência absoluta) em termos de significância estatística dos coeficientes e do grau de explicação das variáveis independentes (*Xs*). Os coeficientes estimados para o log do PIB *per capita* inicial (*LnYpc*) reve-

laram a existência de convergência condicionada à *proxy* média de anos de estudos (*Xestudo*), à exceção, mais uma vez, da amostra das Regiões Centro-Oeste e Norte.

Na regressão feita com todos os estados brasileiros, o aumento da escolaridade média em um ano provoca um aumento de 0,25% na taxa de crescimento do PIB *per capita*. Na amostra das Regiões Sul e Sudeste, o impacto é de 0,38%, e, na Nordeste, esse aumento é de 0,31%. Com relação à amostra para os estados nordestinos, quando se compara com os resultados obtidos pela variável taxa de matrícula no ensino médio, a inserção da variável anos de estudo reduz em, aproximadamente, 29 anos o tempo gasto para os estados mais pobres eliminarem as disparidades em relação aos estados mais ricos, bastando, aproximadamente, 26,6 anos para os estados nordestinos atingirem o estado estacionário.

Para os estados das Regiões Sul e Sudeste, o impacto da variável (*Xestudo*) foi ainda mais significativo, reduzindo a meia-vida em quase 39 anos. A taxa de convergência calculada para a amostra da Nordeste foi de 2,6% a.a., sendo esta maior que a encontrada por Barro e Sala-i-Martin (1990) para os estados norte-americanos, que foi de 2% a.a. Dessa forma, os resultados parecem sugerir que, dentre as três *proxies* utilizadas para representar o capital humano, a variável média de anos de estudo é a que melhor explica o processo de convergência condicional para as regiões brasileiras no período analisado.

5 Considerações finais

O presente artigo objetivou analisar a hipótese de convergência do PIB *per capita* nas regiões brasileiras, no período 1995-2009, com foco principal na convergência condicional, utilizando três *proxies* de capital humano, para controlar as diferenças estruturais entre os estados brasileiros.

Através da análise do coeficiente de variação do PIB *per capita*, observou-se que houve uma queda na dispersão dos PIBs, no período completo, com a redução sendo mais acentuada a partir de 2004. No entanto, o processo de σ -convergência se mostrou instável, principalmente nos anos de 1997, 1998, 2000 e 2004. A convergência β -absoluta também foi detectada, ocorrendo a taxas bem elevadas, em torno de 29% e 42% ao ano.

No que se refere aos estados nordestinos, um dos argumentos plausíveis para as altas taxas de convergência encontradas para a Região Nordeste, no período aqui analisado, conforme enfatizado por Ribeiro e Almeida (2012), está no fato de que esses estados, por ainda estarem distantes do seu *steady state*, apresentam chances de reduzir as desigualdades de

suas rendas *per capita* frente aos estados mais ricos. Dessa forma, dependendo do impulso dado à economia nordestina, o impacto no crescimento pode ser bem significativo. Em outras palavras, grande parte do potencial econômico da Região Nordeste ainda está inexplorado, e, por isso, sua capacidade de crescimento tende a ser maior.

A deficiência no conceito de β -convergência absoluta está em supor que tanto as economias ricas como as pobres possuem idênticas tecnologias (o que não se aplica à realidade). O resultado do coeficiente β do modelo com efeitos fixos sugere a existência de convergência condicional, ou seja, os estados só convergiriam para a mesma renda de equilíbrio, caso apresentassem características não observadas semelhantes. Assim, a hipótese de convergência condicional, com a inclusão das *proxies* para o capital humano, mostrou-se empiricamente mais sólida para a análise do crescimento nas regiões brasileiras.

No entanto, como enfatizado por Sala-i-Martin (1996), a tendência de β -convergência condicional não implica dizer que as desigualdades entre as regiões, em termos de PIB *per capita*, estão diminuindo ou tendem a desaparecer ao longo do tempo. Dessa forma, os resultados da análise de convergência condicional apontaram que a heterogeneidade existente entre os estados brasileiros deve ser levada em consideração na análise do crescimento econômico.

Sob a utilização das variáveis de capital humano, a convergência condicional revelou-se aparentemente diferenciada entre as amostras consideradas, principalmente nas regressões estimadas com as variáveis taxas de matrícula no ensino médio e anos de estudo. Tal constatação aponta o fato de que diferentes níveis de capital humano possuem diferentes impactos no crescimento. As amostras consideradas na análise econométrica apontaram velocidades de convergência diferentes, sugerindo que as regiões brasileiras estariam convergindo para suas específicas rendas de equilíbrio e que, portanto, alcançarão o estado estacionário em períodos distintos.

Assim como verificado no trabalho feito por Cravo e Soukiazis (2006), a variável anos de estudo (*Xestudo*) mostrou ser superior às demais *proxies* utilizadas para representar o capital humano. De fato, a introdução dessa variável gerou um aumento da velocidade de convergência e a redução da meia-vida, principalmente para a Região Nordeste, sugerindo uma influência positiva da educação na determinação da taxa de crescimento dessa região.

Pode-se concluir, através das estimativas obtidas nas regressões, que a hipótese de σ -convergência, β -absoluta e β -condicional, para as regiões brasileiras no período 1995-2009 não foi rejeitada. No entanto, o processo de convergência condicional se mostrou diferenciado, principalmente entre

as amostras das Regiões Sul/Sudeste e Nordeste, enquanto, para a amostra das Regiões Centro-Oeste/Norte, não houve o processo de convergência condicional na maioria das regressões. Essas constatações só reforçam a persistência das desigualdades regionais existentes no Brasil. Assim, faz-se necessário ampliar este estudo, no intuito de obter mais evidências empíricas sobre a convergência da desigualdade de renda entre as regiões brasileiras, para que se possa detectar, de maneira mais robusta, a ocorrência, ou não, desse processo, como também para entender a evolução dessa desigualdade.

Referências

ABITANTE, K. G. Desigualdade no Brasil: Um estudo sobre convergência de renda. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 18, n. 2, p. 155-169, 2007.

AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: Uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 3, p. 359–370, 2008.

ARAÚJO, H. G. R.; SANTOS, R. K. B.; ROCHA, R. de M. Análise da territorialidade no Piauí na perspectiva da convergência de renda no período de 1991 a 2010. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL - NORDESTE, 8., 2013, Parnaíba. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2013. Disponível em: <<http://www.viiisoberne.com.br/anais/ARQUIVOS/GT6-280-141-20131003202131.pdf>>. Acesso em: 2 dez. 2013.

ARRAES, R. A. Convergência e crescimento econômico do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 28, n. esp., p. 31-41, 1997.

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita*s estaduais: Análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 341-393, 1997. Disponível em: <http://www.fea.usp.br/feaecon//media/livros/file_13.pdf>. Acesso em: 16 jan. 2013.

AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, [Berlin], v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.

AZZONI, C. R. *et al.* **Geography and income convergence among Brazilian states**. Washington, DC: Inter-American Development Bank, 2000. (Research Network Working paper, 3096). Disponível em: <<http://www6.iadb.org/res/laresnetwork/files/pr56finaldraft.pdf>>. Acesso em: 15 maio 2013.

AZZONI, C. R.; BAROSSO FILHO, M. **A Time Series Analysis of Regional Income Convergence in Brazil**. São Paulo: NEREUS/USP, 2003. (TD Nereus 09-2003). Disponível em: <http://www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/TDNereus_09_03.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2013.

BARRO, R. **Economic growth in a cross section of countries**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1991. (NBER Working Paper, n. 3120).

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, n. 1, p. 107-182, 1991.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. Convergence. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1990. (NBER Working Paper, n. 3419).

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. **Quality improvements in models of growth**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1994. (NBER Working Paper, n. 4610).

BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BECKER, G. S. **El capital humano**. Madrid: Alianza, 1984.

BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. de. **Investigando a Hipótese de Convergência na América Latina e no Leste Asiático: uma abordagem de regressão quantílica**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009. (Texto para discussão, n. 355).

CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. **Human capital as a conditioning factor to the convergence process among the Brazilian States**. Coimbra: CEUNEURO, 2006. (Discussion Paper, n. 35).

DE LONG, B. Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment. **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988. Disponível em: <<http://abacus.bates.edu/~daschae/delong88.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2013.

DRENNAN, M. P.; LOBO, J. A simple Test of Convergence of Metropolitan Income in the United States. **Journal of Urban Economics**, [S.I.], v. 46, n. 3, p. 350-359, 1999.

FERREIRA, A. **Convergence in Brazil: Past and Future**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1998. (Texto para discussão, 119).

FERREIRA, A.; DINIZ, C. Convergência entre las rentas *per capita* estaduais em Brasil. **Revista Latino-americana de Estudios Urbano Regionales**, Santiago de Chile, v. 21, n. 62, p. 17-31, 1995.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, [S.I.], v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.

HAUSMAN, J. Specification tests in Econometrics. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, Malden MA, v. 17, n. 3, 309-362, 2003.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988. Disponível em: <<http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/darcillonhibault/lucasmechanicseconomicgrowth.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2013.

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

NAKABASHI, L. **Três ensaios sobre capital humano e renda por trabalhador**. 2005. 127 f. Tese (Doutorado) - Programa de Pós Graduação em Economia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PERRON, P. The Great Crash the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n.6, p. 1361-1401, 1989.

RIBEIRO, E. C. B. A; ALMEIDA, E. S. Convergência Local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012.

ROMER, P. Human Capital and Growth: Theory and Evidence. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, North Holland, v. 32, p. 251-286, 1990.

ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SALA-I-MARTÍN, X. X. **On growth and states**. 1990. Doctorate (Ph.D. dissertation) – Harvard University, Cambridge, MA, 1990.

SALA-I-MARTÍN, X. X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. **European Economic Review**, [S.I.], v. 40, n. 15, p. 1325-1352, 1996.

SCHULTZ, T. W. **O capital humano: investimentos em educação e pesquisa**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SILVA, W. S.; PAIXÃO, A. N. Convergência de renda para os municípios Brasileiros: Uma Aplicação do Método Constrained B-Spline Smoothing (Cobs) - no período de 2000 a 2010. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 39, n. 2, p. 160-182, 2013.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Solow1956.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2012.

SOUZA, N. J.; PORTO JUNIOR, S. **Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da Região Nordeste do Brasil**. Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Economia / UFRGS, 2002. (Texto para Discussão, n. 11).

TEMPLE, J. R. W. A positive effect of human capital on growth. **Economic Letters**, [S.I.], v. 65, n. 1, p. 131-134, 1999.

VERGOLINO, J. R. O.; MONTEIRO NETO, A. A hipótese de convergência da renda: Um Teste para o Nordeste do Brasil como Dados Microrregionais, 1970-1993. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 27, n. 4, p. 701-724, 1996.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach**. 2. ed. Mason, OH: Thomson, 2002.

ZINI JUNIOR, A. A. Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 2, n. 2, p. 383-411, 1998.