

## Crescimento e convergência condicional dos estados brasileiros: uma aplicação do modelo ampliado de Solow com dados em painel

Sergiany da Silva Lima - Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UFRPE-UAST)  
<https://orcid.org/0000-0003-3606-7971> - segiany@yahoo.com.br

Ana Clédia Ferreira de Souza – Universidade Federal do Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste (UFPE-CAA)  
<https://orcid.org/0000-0001-5101-3803> - klediasouza@hotmail.com

**RESUMO** - Desde os anos 2000 é possível notar uma série de políticas econômicas nacionais cujos efeitos são favoráveis notadamente às regiões Norte e Nordeste do Brasil. Esses efeitos são visíveis especialmente até a crise política e econômica de 2015. Por essa razão, o objetivo dessa pesquisa é analisar o crescimento econômico e a convergência de renda dos estados brasileiros no período de 2006 a 2014, à luz do modelo de convergência condicional. A contribuição dessa pesquisa consiste em estimar o modelo de convergência de Mankiw *et al.* (1992) para os estados brasileiros, usando dados em painel. Os resultados de convergência absoluta mostram que sem os investimentos, as desigualdades levariam em média 35,9 anos para serem reduzidas pela metade. Esse tempo cai para 4,7 anos em média no modelo ampliado com capital humano. Isso mostra como os investimentos em capital físico e humano são relevantes para reduzir as desigualdades de renda nacional.

Palavras-Chave: Crescimento econômico, Desigualdade regional, Investimento público, Infraestrutura.

## Growth and conditional convergence of Brazilian states: an application of the extended Solow model with panel data

**ABSTRACT** - Since the 2000s, it is possible to notice a series of national economic policies whose effects are notably favorable to the North and Northeast regions of Brazil. These effects are visible especially until the political and economic crisis of 2015. For this reason, the objective of this research is to analyze the economic growth and income convergence of Brazilian states in the period from 2006 to 2014, in the light of the conditional convergence model. The contribution of this research is to estimate the convergence model of Mankiw *et al.* (1992) for the Brazilian states, using panel data. The results of absolute convergence show that without investments, inequalities would

take an average of 35.9 years to be halved. That time drops to 4.7 years on average in the expanded model with human capital. This shows how investments in physical and human capital are relevant to reduce inequalities in national income.

Keywords: Economic growth, Regional Inequality, Public Investment, Infrastructure.

**Data da submissão:** 05/05/2021

**Data de aceitação:** 14/10/2022

Este artigo está licenciado sob forma de uma licença Creative Commons  
Atribuição-Não Comercial-Sem Derivações 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0).

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>



DOI: <https://doi.org/10.51359/2317-0115.2023.250414>

## 1. Introdução

Existe uma vasta literatura econômica sobre as desigualdades regionais do Brasil que concluem que a desigualdade econômica das regiões, estados, e municípios é persistente. Ou seja, a convergência econômica é condicionada ao seu potencial de produção. Desse modo, quanto melhor é a especificação do potencial de produção das economias, mais consistentes são os parâmetros estimados da convergência de renda. Esses mesmos estudos demonstram que as principais causas das desigualdades econômicas no Brasil se devem as desigualdades institucionais, tecnológicas e de infraestrutura (AZZONI et al., 2000; CHEIN et al., 2007; CASALI et al., 2010; BARROS, 2011; BARROS NETO e NAKABASHI, 2011; GONÇALVES et al., 2011; FIRME e FREGUGLIA, 2013).

Pesquisas recentes têm discutido o papel da competitividade econômica nas desigualdades regionais. Segundo esse aspecto da questão, entende-se que a redução das desigualdades poderia ser corrigida através de uma mudança significativa na competitividade relativa das regiões. Admitindo que o quadro atual de competitividade regional é determinado pelas escolhas de investimentos realizadas no passado, é possível assumir que o futuro dos investimentos seja influenciado pela competitividade atual e sua tendência. Por essa razão, é razoável acreditar que tanto a eficiência econômica, quanto a dinâmica tecnológica setorial e regional estejam fortemente associadas ao futuro das desigualdades econômicas (FIGUEIREDO; PORTO JUNIOR, 2015; SCHETTINI; AZZONI, 2015; 2018; LIMA; URRACA RUIZ, 2020; 2021).

Ao longo do tempo muito pouco foi feito para reduzir as desigualdades entre Sul-Sudeste e Norte-Nordeste. Mais recentemente, a partir dos anos 2000 o Centro-Oeste foi beneficiado pela expansão do mercado de commodities estimulado pela demanda mundial, especialmente a asiática. Nesse mesmo período, o país experimentou um momento macroeconômico de estabilidade cambial, monetária e inflacionaria, combinado a programas de investimentos em formação de capital fixo, capital humano e transferência de renda com a valorização do salário mínimo, e bolsa família. Esse conjunto de fatores gerou um efeito redistributivo da renda espacial que começa a se exaurir em fins de 2014 com a crise política econômica do país. Esse modelo econômico baseado em investimentos públicos passa a se tornar insustentável a partir de 2015 com a crise orçamentária do governo (SCHETTINI; AZZONI, 2018; SILVEIRA-NETO; AZZONI, 2011; 2012).

Esse estudo contribui para literatura econômica das desigualdades regionais brasileiras por duas razões: consegue adaptar a teoria de convergência condicional de Mankiw *et al.* (1992) aos estados brasileiros; e combinar a análise com dados empíricos longitudinais. Com isso, é possível analisar os efeitos da formação do capital reprodutível na produção agregada e na redução das desigualdades estaduais do país. O modelo de crescimento econômico de Solow ampliado se mostra adequado a essa análise por dois motivos: corrige a superestimação do efeito do capital físico sobre a produção agregada, e ratifica a relevância da modelagem exógena de produção para análise de estudos empíricos no Brasil. A estimativa do modelo de Mankiw *et al.* (1992), em comparação aos resultados de convergência absoluta da modelagem de Baumol (1986), enfatiza a importância dos investimentos em capital físico e humano na redução das desigualdades de rendas estaduais do Brasil.

## 2. Referencial teórico

Apresentam-se na sequência os aportes típicos da literatura de apoio.

### 2.1. Convergência condicional e o modelo $\beta$ -convergência

A análise de convergência econômica surge com o estudo empírico de Baumol (1986), em que sugere que as economias estariam convergindo para o mesmo nível de produto, se a taxa de crescimento econômico das economias estivesse inversamente relacionada a renda inicial. Essa é a origem das análises de convergência econômica, e ficou conhecida como convergência absoluta. Situação na qual as economias convergem, ou não, para o mesmo estado estacionário, independente da capacidade de produção individual. O termo, convergência econômica, foi posteriormente modelado

para explicar porque economias com menor estoque de capital crescem a uma taxa maior do que economias com maior estoque de capital.

A ideia básica vem dos modelos de Solow (1956; 1957) que demonstra o efeito decrescente do estoque de capital adicional sobre a produção marginal agregada. Desse modo, as economias estariam convergindo para o seu estado estacionário, que dependeria de parâmetros como taxa de investimento, crescimento populacional, depreciação e progresso tecnológico. Contudo, não é difícil admitir que esse conjunto de parâmetros estruturais é muito peculiar de cada economia, especialmente os aspectos relativos à taxa de investimento e progresso tecnológico. Diferentemente das hipóteses simplificadoras do modelo de Solow de homogeneidade do estoque de capital e *exogeneidade* tecnológica. É intuitivo imaginar a economia agregada com especificidades aonde as empresas são estimuladas a investir em inovação tecnológica, e as pessoas são motivadas por escolhas de qualificação profissional.

Essas motivações individuais dos agentes econômicos, firma e consumidor, são postulados na teoria econômica como conduta racional dos agentes econômicos. Por racionalidade dos agentes, entende-se que tanto a firma quanto o consumidor maximizam suas respectivas funções objetivo. A firma maximiza lucro investindo em máquinas mais produtivas, e os consumidores maximizam utilidade em relação a qualificação profissional. O princípio teórico que garante o máximo lucro da firma é a quase exclusividade do bem de capital. Assim, admitindo que o estoque de capital é não homogêneo e que as firmas possuem uma exclusividade temporária baseado na lei de patentes, elas são instigadas pela concorrência a investir em tecnologia para ganhar em produtividade (ROMER, 1990). Enquanto o princípio teórico que garante a máxima utilidade, mostra o bem-estar associado as escolhas individuais entre o tempo livre para lazer e o tempo dedicado a formação de capital humano (LUCAS, 1988).

Esses dois axiomas das teorias de Lucas (1988) e Romer (1990) mostram as limitações da teoria de Solow sobre o equilíbrio de longo prazo. Isso porque o equilíbrio de longo prazo só é possível com as hipóteses de retorno decrescente da produção com a acumulação do estoque de capital e *exogeneidade* das tecnologias usadas na produção agregada. Entretanto, como as teorias exibidas acima conseguem mostrar que a conduta racional dos agentes econômicos causa produtividade, é possível entender que o ganho de produtividade associado as inovações e o capital humano são endógenas as escolhas dos agentes econômicos, daí o nome modelo de crescimento endógeno.

Contudo, a teoria da convergência precisa do modelo exógeno de Solow para explicar o fato empírico de persistência das desigualdades econômicas. Sem o retorno decrescente do estoque de capital e o equilíbrio de longo prazo, o conceito de convergência perderia o seu significado, pois as economias convergem para um equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, os trabalhos de Mankiw *et al.* (1992) e Barro e

Sala-I-Martin (1992) desenvolveram uma análise de convergência denominada  $\beta$ -convergença, ampliando a função de produção do modelo de Solow com capital humano. Desse modo, foi possível incluir o fato incontestável dos efeitos do capital humano sobre a produção agregada, sem abandonar a característica desejável da função de produção côncava para baixo.

O estudo de Mankiw *et al.* (1992) foi pioneiro na análise de convergência econômica por conseguir explicar que as desigualdades econômicas são persistentes porque as economias diferem em capacidade de produção. Deste modo, se diferem em capacidade produtiva, é natural que cada uma das economias esteja convergindo para o seu próprio estado estacionário. Essa convergência, portanto, é condicionada a capacidade produtiva individual, por isso o nome de convergência condicional. Assim, se as economias possuem níveis distintos de inovação tecnológica, taxa de investimento e capital humano, invariavelmente possuiriam equilíbrios distintos.

## 2.2. Modelo de Solow ampliado com capital humano

Em síntese o modelo apresentado por Mankiw *et al.* (1992) baseado no modelo de Solow com capital humano, passou a ser chamado genericamente de modelo de Solow ampliado. Entre as suposições do modelo, estão que as firmas são competitivas e maximizadoras de lucro no longo prazo. Como a tecnologia é exógena nesse modelo, todas as firmas são idênticas, logo, no longo prazo o lucro econômico é zero. Essa firma representativa produz então com rendimento constante de escala. Por essa razão a função de produção ampliada com capital humano possui as seguintes características:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad \text{com} \quad 0 < \alpha, \beta < 1; \quad A_t = A(0)e^{gt} \quad (1)$$

Sendo:  $k_t$  = estoque de capital físico no tempo t. = estoque de capital humano no tempo t;  $e$  = é uma interação da a escalar tecnológica da função de produção com a força de trabalho no tempo t.

O modelo é complementado com as funções de acumulação de capital físico e humano por unidade efetiva de trabalho. Essas funções servem para demonstrar que as economias chegam ao equilíbrio de longo prazo quando a acumulação do capital físico e humano é zero. Isso ocorre quando o investimento em capital físico e humano no produto por unidade efetiva de trabalho se torna igual a depreciação do estoque de capital por unidade efetiva de trabalho. Essa depreciação é determinada pela soma do crescimento populacional ( $n$ ), tecnológico ( $g$ ) e da taxa de depreciação do capital ( $\delta$ ) multiplicado pelo estoque de capital por unidade efetiva de trabalho ( $k_t$ ).

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t \quad (2)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + \delta)h_t \quad (3)$$

Assim, quando a acumulação do estoque de capital é zero, é possível determinar qual o estoque de capital físico e humano do equilíbrio de longo prazo da função de produção agregada da economia.

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{1/1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

$$h^* = \left( \frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta} \right)^{1/1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

Assim, é possível identificar o logaritmo da função de produção agregada no equilíbrio de longo prazo, substituindo os parâmetros de equilíbrio na função de produção agregada. Como a função de progresso tecnológico do modelo de Solow assume que há um estoque de tecnologia cuja taxa de crescimento é exógeno no tempo, o logaritmo da função de produção é descrita por:

$$\ln \left[ \frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A(0) + g_t - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (6)$$

### 2.3. Modelo $\beta$ -convergência condicional

O modelo de convergência absoluta foi utilizado originalmente por Baumol (1986) para explicar a dinâmica da produção agregada internacional. O referido estudo mostra que se as economias estão convergindo, necessariamente o crescimento econômico das economias de menor renda per capita no inicial é maior do que nas economias com maior volume de produção per capita no mesmo tempo. Desse modo, é possível perceber que essa análise dinâmica de crescimento econômico, pouco pode informar sobre as desigualdades persistentes, e nada explica sobre o comportamento de longo prazo da produção agregada.

O modelo  $\beta$ -convergência condicional foi desenvolvido baseado na teoria de crescimento econômico de Solow, aonde sua principal conclusão é que as economias convergem para o seu próprio estado estacionário, ou equilíbrio de longo prazo. A suposição de homogeneidade dos investimentos e crescimento populacional do modelo de Solow fragiliza sua capacidade de explicar a persistência das desigualdades

econômicas no tempo. Entretanto, o simples fato de assumir que as economias divergem em taxa de investimento e crescimento populacional, o modelo passa a explicar as desigualdades econômicas.

Baseado nesse contexto, Mankiw *et al.* (1992) explica que as economias avançadas tem como características básicas grandes taxas de investimento ( $s$ ) e baixo crescimento populacional ( $n$ ), enquanto as economias pobres possuem um cenário inverso. Assim, o modelo de Solow aumentado com capital humano passa a demonstrar-se ser mais consistente na explicação do porque as economias crescem com desigualdades persistentes.

O modelo  $\beta$ -convergência foi apresentado originalmente por Barro e Sala-I-Martin (1992). Em sua estrutura, assume-se que a convergência econômica de renda é condicional ao estado estacionário individual das economias ( $y^*$ ). Assim, quanto mais distante estiver do seu estado estacionário, maior será a taxa de crescimento econômico. Em síntese do modelo  $\beta$ -convergência é descrita pela equação (7).

$$\ln(y_{it}) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_i^*) + e^{-\lambda t} \ln(y_{0i}) \quad (7)$$

Em que a taxa de crescimento econômico é afetada pelo nível de produto do estado estacionário ( $y_i^*$ ), e a redução das desigualdades é dada por  $\lambda$ , que representa a velocidade de convergência entre as rendas das economias.

$$\ln(y_t) - \ln(y_0) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_0) \quad (8)$$

Assim como Mankiw *et al.* (1992), o modelo utiliza a função de produção de Solow ampliada com capital humano. Desse modo, no equilíbrio de longo prazo, o modelo  $\beta$ -convergência condicional é descrito como segue:

$$\ln(y_t) - \ln(y_0) = (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_0) \quad (9)$$

O modelo  $\beta$ -convergência é analisado combinado aos indicadores de velocidade de convergência e meia vida. A velocidade de convergência ( $\lambda$ ) mede a velocidade que as rendas convergem para o mesmo nível de renda per capita. Sua construção deriva do parâmetro estimado  $\beta = 1 - e^{-\lambda t}$  da equação de convergência. Assim, quanto maior o valor absoluto do  $\beta$ -convergência, maior é a velocidade de convergência ( $\lambda$ ) no tempo.

O indicador de meia vida ( $mv$ )<sup>1</sup> é uma função inversa de  $\lambda$ , e mostra o tempo necessário para reduzir a metade da desigualdade entre as economias em média (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992).

## 2.4. Revisão empírica

A oferta espacial do capital humano e da infraestrutura regional constituem as principais causas do atraso relativo das regiões do Brasil, ou seja, o crescimento econômico é fortemente influenciado pela heterogeneidade regional e outros fatores fixos não observáveis (FIRME; FREGUGLIA, 2013). A influência da educação dos pais sobre a educação dos filhos determina a qualidade do capital humano regional. Assim, as regiões que concentram a maior parte da população educada preservam essa vantagem relativa devido ao efeito inter-geracional do capital humano. Por essa razão, a convergência de renda entre as regiões necessariamente deve passar por uma reforma educacional (BARROS, 2011). O fator humano representa a principal fonte de criação e difusão de conhecimento científico e tecnológico e tem fortes efeitos na determinação da produtividade (LUCAS, 1988; ROMER, 1990; HOWITT; MAYER-FOULKES, 2005; SCHIOPU, 2015;).

Vários trabalhos empíricos conseguem identificar indícios de convergência condicional com fortes desequilíbrios regionais. Entre as interpretações sobre os resultados, consideram-se como responsáveis pelas desigualdades as diferenças tecnológicas com concentração de conhecimento, oferta desigual de capital humano e infraestrutura econômica. Os trabalhos empíricos para o Brasil concluem que a convergência condicional para diferentes estados estacionários preserva as desigualdades (AZZONI et al., 2000; CHEIN et al., 2007; CASALI et al., 2010).

---


$$^1 \text{Equação de convergência: } \ln(y_t) - \ln(y_0) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_0)$$

$$\text{Parâmetro de convergência: } -\beta = -(1 - e^{-\lambda t}) \quad \text{sendo} \quad 0 < \beta < 1$$

$$\text{Somando zero: } 1 - 1 - \beta = -(1 - e^{-\lambda t}); 1 - \beta = +1 - (1 - e^{-\lambda t}); 1 - \beta = e^{-\lambda t}$$

$$\text{Tomando o ln: } -\lambda t \ln(e) = \ln(1 - \beta)$$

$$\text{Velocidade de convergência: } \lambda = -\frac{1}{t} \frac{\ln(1-\beta)}{\ln(e)} \frac{1}{\ln(e)}$$

$$\text{Meia vida: } mv = \frac{\ln(2)}{\lambda}$$

A evidência empírica para as regiões europeias mostra que desde 1985, houve um aumento das desigualdades regionais ao mesmo tempo em que se reduzem as desigualdades entre os países (PUGA, 2002). No Brasil, por mais que algumas pesquisas recentes sinalizem diminuições das desigualdades regionais, a disparidade de renda é ainda muito forte (SILVEIRA NETO; AZZONI, 2011). São várias as evidências recentes de desigualdade persistente entre as regiões Norte e Sul do Brasil (RIBEIRO, 2010; BARROS, 2011; GONÇALVES et al., 2011; FIRME e FREGUGLIA, 2013). A desigualdade regional do Brasil está entre as maiores e mais persistentes do mundo (SHANKAR; SHAH, 2003).

Baseado no modelo de produção construído por Barros (2011), a decisão de produção de uma firma regional maximizadora de lucro é fortemente dependente da formação de capital humano, do custo de vida e dos esforços produtivos. Desses três determinantes, a oferta de capital humano aparece como a principal causa das desigualdades econômicas regionais. Num ambiente de desigualdade regional, o capital humano pode ser o único fator cuja acumulação não é determinada unicamente pelos preços relativos. Sua formação é determinada também pelo nível de instrução dos pais, bem-estar e *status* social. Portanto, admitindo a transferência intergeracional de capital humano, os locais historicamente mais desenvolvidos com uma população mais educada, tendem a perpetuar essa vantagem fortalecendo a persistência das desigualdades regionais e inibindo as chances de convergência entre as rendas per capita ao longo do tempo (BARROS, 2011).

A estimativa da velocidade de convergência regional em diferentes países do mundo é de aproximadamente 2 ao ano. Esse dado empírico mostra que o tempo necessário para reduzir pela metade as desigualdades regionais leva em média 35 anos (SALA-i-MARTIN, 1996). Uma das explicações mais prováveis dessa baixa velocidade de convergência se deve ao baixo fluxo de tecnologia entre os países. A razão para a reduzida velocidade de imitação e adaptação poderia estar nos altos custos da imitação inversamente proporcionais ao volume de tecnologias imitadas. Assim, o baixo fluxo de transferência tecnológica implica em grande ônus com imitação tecnológica. A teoria admite que a convergência regional ocorra se houver mercados em concorrência perfeita com mobilidade dos fatores e comércio inter-regional (BARROS, 2011).

No Brasil, estudos empíricos apontam convergência condicional com velocidade de 0,038 e meia vida de 18,02 entre os municípios baianos de 1996 a 2010, usando o modelo com capital humano de Mankiw *et al.* (1992) (BARRETO e BARBOSA, 2015). O capital humano eleva a velocidade de convergência do modelo  $\beta$ -convergência (MANKIWIW et al., 1992). No exercício estimado por Almeida (2018) para os estados brasileiros de 2001 a 2014, a velocidade de convergência passa de 1,7 no modelo de convergência absoluta para 2,8 no modelo de convergência condicional com capital

humano. Isso mostra que quanto melhor se especifica o modelo de produção agregado, mais realista se torna o parâmetro de convergência.

### 3. Metodologia

O método empregado nessa pesquisa consiste na estimação dos modelos de crescimento econômico e análise de convergência para os estados brasileiros entre 2006 e 2014. Os resultados empíricos dessas estimações mostram que o modelo de crescimento e convergência apresentado em Mankiw et al (1992) pode ser um bom instrumento de análise para entender a função de produção agregada nacional e as desigualdades entre os estados. Por essa razão, é razoável pensar que esse modelo de análise seja uma boa referência para entender os efeitos dos choques exógenos de políticas econômicas nas áreas de educação e infraestrutura no período, através dos parâmetros dos fatores proxies do estoque de capital físico e capital humano.

Para estimar os modelos de produção e convergência dos estados no período, os dados da pesquisa estão organizados na forma de painel. Desse modo, para evitar problemas com viés de especificação do modelo, devido a heterogeneidade dos estados, são estimados três modelos de regressão: Pooled, Efeito fixo, Efeito aleatório. O modelo Pooled ignora diferenças inerentes aos estados invariantes no tempo, mas que podem afetar os parâmetros estimados. O modelo de Efeito fixo, anula essas especificidades estaduais que não variam no tempo, e o modelo de Efeito aleatório trata essas diferenças como um distúrbio aleatório. Para escolher um desses três modelos é realizado um conjunto de testes para decidir qual o modelo mais ajustado para o exercício empírico. São eles, os testes de: Chow, Breush-Pagan, e Hausman. Todas as regressões são estimadas com desvio padrão robusto a heteroscedasticidade residual (WOOLDRIDGE, 2002).

O melhor estimador, entre o efeito fixo e aleatório é determinado através do teste de Hausman, cuja hipótese nula é aceitar o estimador de efeito aleatório. O teste de Chow determina a escolha entre o modelo *Pooled* com dados empilhados e o de efeito fixo com hipótese nula de aceitar o modelo restrito (*pooled*). O teste Im de Breush-Pagan é utilizado na escolha entre os modelos *Pooled* e de efeito aleatório. De maneira semelhante, sua hipótese nula é aceitar o modelo *Pooled*.

#### 3.1. Apresentação do modelo empírico

Para demonstrar a contribuição do capital humano na função de produção agregada dos estados e o seu efeito na convergência de renda, a organização das

equações empíricas desse estudo são construídas com base em Mankiw et al (1992). Assim, são apresentados os respectivos modelos empíricos de crescimento econômico e convergência de renda:

Modelo de crescimento de Solow

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln sk_{it} + \beta_2 \ln(n + d + g)_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Modelo de crescimento de Solow com capital humano

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln sk_{it} + \beta_2 \ln sh_{it} + \beta_3 \ln(n + d + g)_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Modelo de convergência absoluta de Baumol (1986)

$$\Delta \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i0} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Modelo de convergência condicional ao equilíbrio de Solow

$$\Delta \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{0it} + \beta_2 \ln sk_{it} + \beta_3 \ln(n + d + g)_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Modelo de convergência condicional ao equilíbrio de Solow com capital humano

$$\Delta \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{0it} + \beta_2 \ln sk_{it} + \beta_3 \ln sh_{it} + \beta_4 \ln(n + d + g)_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Em que:

$\Delta \ln y_{it}$  é a taxa de crescimento da renda per capita estadual, cuja proxy é o pib per capita;

$y_{i0}$  é a renda *per capita* inicial dos estados, cuja proxy é o pib per capita do ano 2006;

$sk_{it}$  é a taxa de investimento em capital físico, com a proxy dada pelo nível de investimento público estadual (GONÇALVES et al., 2011);

$sh_{it}$  é a taxa de investimento em capital humano, com proxy do número de pessoas com ensino médio completo, vinculadas ao mercado de trabalho formal dos estados brasileiros (GONÇALVES et al., 2011);

$(n + g + d)_{it}$  é a soma das taxas de crescimento da população (n), tecnologia (g) e depreciação do capital (d) nos estados do Brasil (SANTOS e SPOLADOR, 2018; ARAÚJO et al., 2009);

$\mu_i$  são heterogeneidades invariantes no tempo dos estados;

$\gamma_t$  intercepto tempo variante;

$\varepsilon_{it}$  é o distúrbio aleatório não observado.

O termo  $it$  representa os estados brasileiros e os anos observados na pesquisa, 2006 a 2014.

Esse período se justifica por compreender uma série de esforços em termos de investimentos públicos em infraestrutura, educação e tecnologia através do Plano de Aceleração do Crescimento Econômico (PAC), da Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), e dos investimentos em ciência e tecnologia (BASTOS, 2012; MEC, 2012; PAC, 2012; DE NEGRI; CAVALCANTE, 2013). Os investimentos governamentais e as políticas sociais de transferência de renda podem ter reduzido às desigualdades regionais de infraestrutura, em favor do Norte e Nordeste do País (SILVEIRA NETO; AZZONI, 2011; SCHETTINI; AZZONI, 2018). A partir de 2015, são observadas uma série de perturbações estocásticas que seguramente afetariam a relação estimada, como a crise fiscal e política do país, seguida da recessão global causada pela COVID-19.

### 3.2. Definição e fonte das variáveis

As variáveis de renda inicial ( $y_{i0}$ ), renda corrente ( $y_{it}$ ) e taxa de crescimento econômico ( $\Delta \ln y_{it}$ ) são construídas com base no PIB per capita, extraído da base de dados do IPEADATA. O mesmo procedimento foi realizado por Gonçalves et al (2011). A transformação dos dados em variáveis per capita prescindiu dos dados de estimativa populacional do IBGE. As proxies de investimento (s) e capital humano (h) foram

extraídas da base de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho, respectivamente. O investimento em capital teve como proxy o investimento público, e o capital humano teve a proxy do número de pessoas com ensino médio completo com vínculo ativo no mercado de trabalho, assim como em Gonçalves et al (2011).

Quadro 1: Síntese das variáveis empíricas e fonte dos dados

Variáveis	Definição	Fonte dos dados	Período
$\Delta \ln y_{it}$	Crescimento do PIB per capita	IPEADATA	2007-2014
$y_{it}$	PIB per capita corrente	IPEADATA	2006-2014
$y_{i0}$	PIB per capita inicial	IPEADATA	2006
$sk_{it}$	Despesa de capital estadual	STN	2006-2014
$sh_{it}$	Pessoas com ensino médio inseridas no mercado de trabalho formal	RAIS	2006-2014
$n_{it}$	Projeção da população	IPEADATA	2006-2014
$g_{it}$	Taxa de crescimento da tecnologia, construído através do P&D	RAIS	2006-2014
$D$	Depreciação do capital físico	Santos e Spolador (2018)	Constante

As variáveis do parâmetro de depreciação do modelo: crescimento populacional ( $n$ ), taxa de depreciação ( $d$ ), e crescimento tecnológico ( $g$ ) foram definidas pelo diferencial do logaritmo natural no tempo. O crescimento populacional foi definido pela diferencial do logaritmo da estimativa populacional do IBGE. Para taxa de depreciação é utilizado o valor de 0,0376 sugerida por Santos e Spolador (2018). O crescimento tecnológico é construído pelo somatório do número de profissionais técnicos envolvidos em atividades de P&D (ARAÚJO et al., 2009).

#### 4. Resultados e discussões

A estatística descritiva apresentada na tabela 1 exhibe os valores médios e de dispersão das variáveis do modelo econômico para os estados empilhados no período de 2006 a 2014. Observa-se com isso que o crescimento do PIB *per capita* dos estados medido pelo diferencial do logaritmo natural do PIB *per capita* no período foi em média 10.12%, com um coeficiente de variação (CV) aproximado de 187.12%. Essa dispersão retrata bem o nível de desigualdade do crescimento econômico entre os estados brasileiros. Diferentemente da taxa de crescimento, a renda per capita média ( $y_{it}$ ) dos estados se mostra mais homogênea com CV de 53.58% em torno de uma média de R\$ 15.63 mil. Contudo, mesmo sendo menor e menos variável, as diferenças de renda agregada podem chegar a magnitudes como R\$ 7.25 mil para estados mais atrasados e R\$ 24.02 mil para estados mais avançados, considerando

apenas a dispersão média de 53.58%. Os valores máximo e mínimo da renda agregada reforçam esse dado de desigualdade de renda estadual ao exibir um estado mais atrasado com renda mínima de R\$ 3.91 mil e um estado mais avançado com renda máxima de R\$ 42.25 mil<sup>2</sup>.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis do modelo empírico.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV%
$\Delta \ln y_{it}$	0.1012409	0.189451	-0.250032	0.488651	187.1289
$y_{it}$	15.63944	8.380956	3.910002	42.25242	53.58859
$y_{0it}$	14.75876	7.931894	3.910002	42.25242	53.74363
$s_{it}$	0.21592	0.18566	48.94279	1357.088	85.98403
$h_{it}$	0.0834598	0.025402	0.0329947	0.1519918	30.43681
$n+d+g$	0.1751101	0.074258	-0.2403134	0.5590207	42.40663

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados do IBGE, IPEADATA, STN e RAIS.

Nota: CV significa coeficiente de variação e é determinado pela razão entre o desvio e a média vezes 100.

A taxa de investimento ( $s_{it}$ ) que aparece como a segunda variável mais dispersa dentre as variáveis do modelo estimado com CV de 85.98%, demonstra que em média o investimento corresponde 21.59% do produto interno bruto dos estados brasileiros. As variáveis de depreciação ( $n+g+d$ ) também mostram dispersão correspondente as desigualdades econômicas. Isso é previsível uma vez que seu cálculo considera aspectos locais que refletem as desigualdades de renda e de investimentos. A variável proxy de capital humano do modelo estimado demonstrando que a população média com vínculo ativo no mercado de trabalho formal representa apenas 8.34% da população total dos estados. Entretanto, de acordo com o seu coeficiente de variação, mesmo sendo o menor, essa realidade do emprego formal é também bastante variável no país.

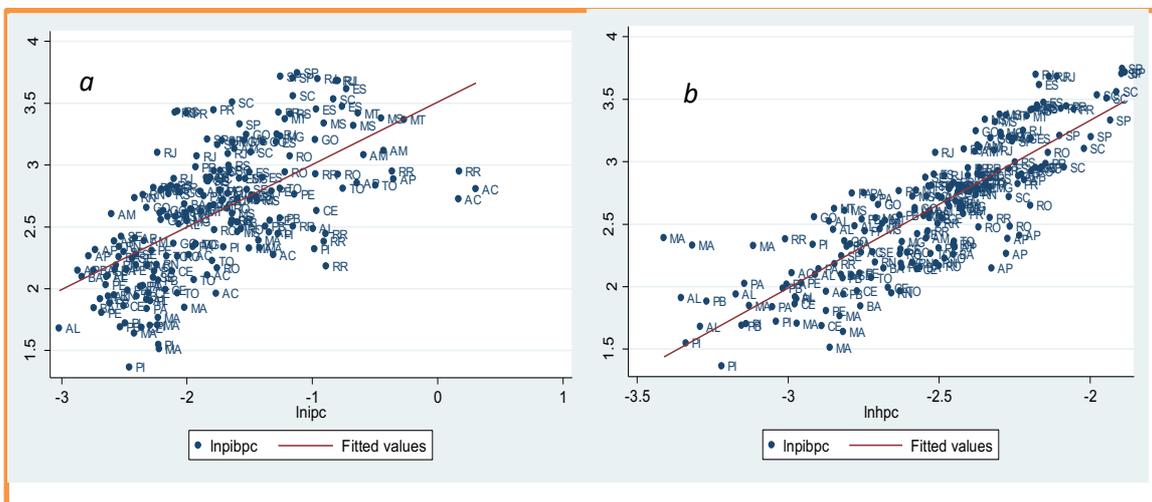
A figura 1 apresenta o ajuste das variáveis proxies em relação a produção agregada dos estados brasileiros. A nuvem de dispersão do logaritmo natural do Produto Interno Bruto *per capita* ( $\ln pibpc$ ) com relação às *proxies* de taxa de investimento ( $\ln ipc$ ) e taxa de capital humano ( $\ln hpc$ ), se apresentam positivamente relacionadas e concentradas em torno da tendência.

A grande maioria dos estados que possuem menor investimento associado ao PIB *per capita* estão localizados no Norte e Nordeste, ao contrário disso os estados do Sul e Centro-Oeste aparecem com os maiores percentuais de capital físico e humano. Destacando-se nessas últimas regiões citadas os estados de São Paulo, Santa Catarina e

<sup>2</sup> A renda inicial ( $y_{i0}$ ) exibe valores semelhantes ao da renda per capita devido a defasagem de apenas um período para cada taxa de crescimento econômico entre 2007 e 2014.

Rio de Janeiro que aparecem com a maior taxa de capital físico e humano correlacionadas ao PIB *per capita*.

Figura 1: Nuvem de dispersão com tendência das relações do logaritmo do PIB *per capita* estadual com aos logaritmos do investimento (a) e capital humano (b).



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados do IBGE, IPEADATA, e RAIS.

A tabela 2 apresenta os resultados das estimativas das funções de produção agregadas dos estados brasileiros a luz dos modelos de crescimento de Solow, e Solow ampliado com capital humano apresentado em Mankiw *et al.* (1992). Como pode ser observado, os parâmetros estimados em ambos os modelos se ajustam muito bem aos dados de produção agregada das unidades da federação nacional, com significância estatística de 1%. Ou seja, do mesmo modo que em outras economias do mundo, o modelo de Solow pode ser usado para estudar o crescimento econômico dos estados e regiões brasileiras. Entre as semelhanças com o resultado estimado para as economias do mundo, o modelo estimado exibe um grau de ajuste semelhante com  $R^2$  de 77% no modelo com capital humano e 63% no modelo original de Solow.

O ganho incremental de explicação do modelo ao acrescentar a variável de capital humano é de aproximadamente 14%. Os resultados originais apresentados em Mankiw exibem um ganho semelhante de 59% para 77%. Mesmo se tratando de estimadores distintos, o referido modelo teórico se mostra extremamente versátil para explicar o crescimento das economias.

Tabela 2: Estimativa do modelo de produção simples e aumentado de Solow usando dados em painel com efeito aleatório<sup>3</sup>

Variáveis	Solow	Solow ampliado
$\ln s_{it}$	0.4517453*** (0.489035)	0.281658*** (0.0543243)
$\ln h_{it}$		0.9252467*** (0.1732838)
$\ln(n+d+g)$	-0.133835*** (0.037653)	-0.1192887*** (0.0353244)
Constante	3.174475*** (0.1229334)	5.24108*** (0.4027323)
Estados - $\mu_i$	Sim	Sim
Anos - $\theta_t$	Não	Não
Teste de Hausman $\chi^2$	2.06	3.09
Prob > $\chi^2$	0.3570	0.3787
Teste de Chow F	24.61	11.51
Prob > F	0.0000	0.0000
Breusch e Pagan $\chi^2$	387.51	530.69
Prob > $\chi^2$	0.0000	0.0000
Wald $\chi^2$	102.22	530.69
Prob > $\chi^2$	0.0000	0.0000
$R^2$	0.6361	0.7725

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE, STN e RAIS.

Nota: \*\*\* significância a 1%, \* e \*\* a 5%; entre parênteses estão as estimativas do erro padrão dos parâmetros.

As elasticidades estimadas dos modelos mostram também que há um grande viés de estimação no modelo de Solow para os estados brasileiros quando omitida a variável de capital humano ( $h$ ). A elasticidade da taxa de investimento em capital físico cai de 0.4517 para 0.2816, quando o modelo com capital humano é estimado. Esse resultado mostra a importância do capital humano ( $h$ ) para explicar a produção agregada nacional do Brasil. As elasticidades de 28.16% e 92.52% na renda agregada dos estados causados por choques incrementais no capital físico e humano, respectivamente, enfatiza a larga discussão empírica sobre a importância da formação de capital humano na promoção da produtividade agregada do país e correção das desigualdades regionais (ROMER, 1990; LUCAS, 1988; CHEIN et al. 2007; BARROS, 2011; AZZONI et al., 2000; FIRME e

<sup>3</sup> Baseado em parâmetros teóricos e estatísticos a melhor especificação estimada foi o modelo de efeito aleatório sem tendência. O teste de Hausman não rejeita a hipótese de escolha pelo modelo aleatório e o teste de Chow rejeita a hipótese nula de um modelo Pooled. Para corrigir os problemas de heterocedasticidade, todas as estimativas foram realizadas com desvio-padrão robusto (Tabelas 1 e 2 do Apêndice A1).

FREGUGLIA, 2013;). Embora em proporções menores, o mesmo viés de estimação é notado no parâmetro de depreciação, esse valor é sencivelmente reduzido na estimação da equação com capital humano. De todo modo, em ambos os casos, o valor estimado se mostra negativo assim como esperado pela teoria de crescimento econômico no longo prazo.

A tabela 3 apresenta três modelos de convergência econômica de renda entre os estados brasileiros de acordo com as teorias de convergência absoluta e condicional.

Tabela 3: Estimativas do modelo de convergência absoluta e condicional usando dados em painel com efeito fixo<sup>4</sup>

Variáveis	Convergência absoluta	Convergencia condicional	
		Solow	Solow ampliado
$\ln y_{0it}$	-0.1428871*** (0.0097277)	-0.460401*** (0.0558294)	-0.6915672*** (0.1056165)
$\ln s_{it}$		0.218667*** (0.0405624)	0.200419*** (0.0321708)
$\ln h_{it}$			0.6466181*** (0.2183411)
$\ln(n+d+g)$		-0.0664712** (0.0316112)	-0.0854567*** (0.027839)
Constante	0.460643*** (0.024468)	1.527107*** (0.1769942)	
Estados- $\mu_i$	Sim	Sim	Sim
Anos - $\theta_t$	Não	Não	Não
Teste de Hausman $\chi^2$		42.13	76.73
Prob > $\chi^2$		0.0000	0.0000
Teste de Chow F		1.56	2.47
Prob > F		0.0521	0.004
Teste F	215.76	27.15	20.77
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.0570	0.2253	0.4041

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE, STN e RAIS.

Nota: \*\*\* significancia a 1%, e \*\* a 5%; entre parenteses estão as estimativas do erro padrão dos parâmetros.

<sup>4</sup> Baseado em parâmetros teóricos e estatísticos a melhor especificação estimada foi o modelo de efeito fixo sem tendência. O teste de Hausman rejeita a hipótese de escolha pelo modelo aleatório e o teste de Chow rejeita a hipótese nula de um modelo Pooled. Pra corrigir os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, todas as estimativas foram realizadas com desvio-padrão robusto (Tabelas 3 e 4 do Apêndice A2).

O modelo de convergência absoluta sugere que há uma tendência de convergência de renda entre os estados brasileiros no longo prazo.

Entretanto, comparativamente aos demais modelos de convergência condicional, aonde se considera o estado estacionário das economias, esse resultado se mostra muito pouco ajustado com baixa velocidade de convergência e  $R^2$  0.057. Os modelos de convergência condicional exibem melhores ajustes na explicação de redução das desigualdades condicionais, especialmente o modelo com capital humano, aonde o  $\beta$ -convergência exibe o maior valor. Isso significa que a ausência de capital humano na estimação da equação de crescimento econômico gera um viés de subestimação de redução das desigualdades econômicas no tempo. Além disso, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da estimação vai de 22.53% no modelo de Solow para 40.41% no modelo com capital humano.

Todos os parâmetros estimados nos três modelos exibem significância estatística a 1%, com baixa variância nos coeficientes estimados, e mudanças mínimas nos parâmetros estimados das variáveis de investimento e depreciação. Ou seja, os resultados estimados a partir do modelo de Mankiw et al (1992) para convergência econômica dos estados brasileiros se mostram não enviesados, eficientes e consistentes. A elasticidade dos parâmetros de investimento muda de 0.21 no modelo de Solow para 0.20 no modelo com capital humano, enquanto essa mudança no parâmetro de depreciação vai de 0.06 para 0.08. Os maiores ajustes com a ampliação do capital humano ocorrem no parâmetro de convergência, por definir melhor o estado estacionário das economias estaduais, e no  $R^2$  por expandir a capacidade de explicação das fontes de variação do crescimento econômico dos estados brasileiros. O modelo de convergência com capital humano sugere que o aumento de 1% no capital humano estadual aumente o crescimento econômico médio em 0.64%.

Como é possível perceber na tabela 4, é claramente observável que o modelo de convergência condicional ganha em explicação e velocidade de convergência da renda estadual, na medida em que se melhora a especificação da função de produção dos estados. Considerando a hipótese de convergência absoluta, a velocidade de convergência ( $\lambda$ ) e a meia vida ( $mv$ ) do modelo sugerem que, mantido o quadro de crescimento econômico do período de 2007 a 2014, o tempo necessário para reduzir a metade da desigualdade entre os estados mais desiguais seria de 35.9 anos. Ao mesmo tempo, na medida em que se melhora a especificação funcional da produção agregada nacional, a velocidade de convergência aumenta e o tempo de redução da mesma desigualdade cai para 8.9 anos no modelo de Solow e 4.7 anos no modelo ampliado com capital humano. Contudo é interessante enfatizar que esse quadro de análise se refere a um período de crescimento econômico nacional em que se observou, grandes investimentos públicos e políticas de

transferência de renda que favoreceram em grande parte as regiões mais atrasadas do país.

**Tabela 4:**  $\beta$ -convergência, velocidade de convergência e meia vida segundo os modelos de convergência absoluta e condicional do modelo de Solow simples e ampliado.

Convergência	$\beta$ -convergência	$\lambda_\beta$	$mv$
Absoluta	-0.1428871***	0.019273	35.96429465
Solow	-0.460401***	0.077116	8.98835583
Solow ampliado	-0.6915672***	0.147031	4.714279596

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE e RAIS.

Nota: \*\*\* significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; entre parênteses estão as estimativas.

## 5. Considerações finais

Essa pesquisa busca analisar os efeitos da formação de capital humano e dos investimentos em capital físico na produção agregada e na redução das desigualdades estaduais do Brasil. O modelo de convergência condicional em comparação a convergência absoluta, enfatiza a importância dos investimentos em capital físico e humano na redução das desigualdades de rendas estaduais do Brasil. Assim, como no modelo original de Mankiw *et al.* (1992), o efeito incremental do capital humano na função de produção agregada dos estados brasileiros aumenta o coeficiente de determinação em uma média de 14%. A significância estatística dos coeficientes do modelo estimados a 1% de probabilidade demonstra a robustez do modelo e do estimador utilizado na análise. Isso significa que o referido modelo pode ser usado para analisar a produção e a convergência de renda agregada dos estados brasileiros condicionados as políticas recentes de infraestrutura, formação de capital humano e transferência de renda.

Os resultados desta pesquisa refletem claramente duas implicações do modelo estimado para os estados brasileiros: primeiro que o capital humano é um fator de grande relevância econômica para a produção agregada, mais até que os investimentos em capital físico; e depois que a trajetória de convergência econômica está condicionada ao equilíbrio estacionário. A primeira implicação sugere que o modelo de produção agregado dos estados sem capital humano exibe um valor superestimado do parâmetro de investimento em capital físico, que é observado no modelo estimado com capital humano. A segunda implicação mostra que na medida em que se melhora a especificação da equação de convergência, o parâmetro estimado de convergência se torna mais negativo. O entendimento prático desse resultado é que, quanto maior o

efeito desses investimentos maior é a velocidade de redução das desigualdades econômicas. Os efeitos condicionais do capital físico e humano sobre o crescimento e a convergência econômica, são resultados esperados pela teoria. Resultados empíricos semelhantes para o Brasil podem ser observados em Lima e Souza (2020) e Lima e Urraca Ruiz (2020; 2021).

No modelo ampliado um efeito incremental de 1% a mais de investimento aumentaria a produção agregada média em aproximadamente 0.20%. Já um choque de 1% na formação de capital humano causaria um aumento aproximado de 0.64% na taxa de crescimento dos estados. No mesmo cenário macroeconômico do período de 2006 a 2014, com transferência de renda e investimentos em capital físico e humano, seriam necessários em média 35.9 anos para reduzir à metade da desigualdade entre os estados mais desiguais do Brasil. Entretanto, na medida em que se especifica a função de produção agregada com o capital físico, o tempo de redução das desigualdades cai para 8.9 anos. Usando o modelo ampliado com capital humano, o tempo de redução das desigualdades cai para 4.7 anos. Isso mostra como os investimentos em capital físico e humano são relevantes para reduzir as desigualdades de renda entre os estados e regiões do país. Ainda assim, mesmo considerando os efeitos redutores das desigualdades causados por investimentos governamentais sob os controles do estimador de efeito fixo, é possível que esses efeitos sejam restritos. Em uma publicação recente, Lima e Souza (2020) descrevem os diferentes efeitos dos investimentos do capital físico e humano em grupos municipais de alto e baixo desenvolvimento econômico. Os estudos de clubes de convergência sugerem que os investimentos nacionais devem atender a características econômicas de grupos econômicos regionais. Os clubes de convergência devem ser um segundo passo na análise das desigualdades econômicas.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, [R. D. C. de](#). Ensaio sobre convergência, crescimento econômico e desigualdade entre os estados brasileiros, 2018. Tese (Doutorado em Economia) Universidade Católica de Brasília – UCB.
- ARAÚJO, B. C.; CAVALCANTE, L. R.; ALVES, P. (2009) “Variáveis proxy para os gastos empresariais em inovação com base no pessoal ocupado técnico-científico disponível na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)”, Radar: Tecnologia, Produção e Comércio Exterior, Brasília, n. 5, p. 16-21.
- AZZONI CR, MENEZES-FILHO N, MENEZES T, SILVEIRA-NETO R. Geography and income convergence among Brazilian states. Research Network Working Paper R-395, Inter-American Development Bank, Washington, DC, 2000.

- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of political Economy*, vol. 100, no. 2, 1992.
- BARROS, A. R. *Desigualdades Regionais no Brasil: Natureza, causas, origens e soluções*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BARRETO e BARBOSA. Uma análise sobre o crescimento econômico dos municípios do estado da Bahia: um teste da hipótese de convergência de renda. *Economia & Região*, Londrina (Pr), v.3, n.1, p.57-80, jan./jul. 2015.
- BARROS NETO, G.; NAKABASHI, da S., L. Relações entre instituições, capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros. *Economia & Tecnologia - Ano 07, Vol. 25 - abril/junho de 2011*.
- BASTOS, V. D. 2000-2010: uma década de apoio federal à inovação no Brasil. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, n. 37, p. 127-175, 2012.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. 1986.
- CASALI, G.F.R.; SILVA, O.M.; CARVALHO, F.M.A. Sistema regional de inovação: estudo das regiões brasileiras. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 515-550, set./dez. 2010.
- CHEIN, F., LEMOS, M., ASSUNÇÃO, J (2007) Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 61, p. 301-330.
- DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. *Análise dos dados da PINTEC 2011* 2013.
- FIGUEIREDO, E.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Persistência das desigualdades regionais no Brasil: polarização e divergência. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.25, n.1, p.195-208, jan.-abr. 2015.
- FIRME, V. A. C. & FREGUGLIA, R. S. (2013), Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de mankiw, romer e weil (1992) para o período de 1980 a 2010, in 'XIX Fórum BNB / XVIII ANPEC Nordeste'.
- GONÇALVES, E., DE ALMEIDA RIBEIRO, E. C. B., & DA SILVA FREGUGLIA, R. (2011). Transbordamentos de Conhecimento e Capacidade de Absorção: uma Análise para os Estados Brasileiros. In *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 38th Brazilian Economics Meeting]* (No. 220). ANPEC- Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia.

HOWITT, Peter. MAYER-FOULKES, David, 2005. "R&D, Implementation, and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 37(1), pages 147-77, February.

LIMA, Sergiany da Silva; RUIZ, Ana Urraca. ESTIMAÇÃO DE CLUBES MUNICIPAIS DE CONVERGÊNCIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 2000 A 2010. *Análise Econômica*, v. 39, n. 78, 2021.

LIMA, Sergiany da Silva; RUIZ, Ana Urraca.. Clubes de convergência e drivers de catching-up dos municípios brasileiros 2000-2010. *Nova economia*, v. 30, p. 455-481, 2020.

LIMA, Sergiany da Silva; DE PAULO, Felipe Luiz Lima; DE SOUZA, Maria Cristiane Lopez. CONVERGÊNCIA CONDICIONAL: UMA ANÁLISE DOS CLUBES DE CONVERGÊNCIA MUNICIPAIS NO BRASIL. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 16, n. 3, 2020.

LUCAS, Jr; R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1988) 3-42. North-Holland.

MANKIW, N.; ROMER, D, W.; DAVID. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, V.107, p. 407-37, 1992.

PAC. 11º Balanço Completo do PAC: Balanço 4 anos 2007-2010. 2012. Disponível em: <<http://www.planejamento.gov.br/assuntos/investimento-e-pac/publicacoes-nacionais/11o-balanco-completo-do-pac-4-anos-2007-a-2010.pdf/view>>. Acesso em: 4 jan. 2017. <http://www.planejamento.gov.br/assuntos/investimento-e-pac/publicacoes-nacionais/11o-balanco-completo-do-pac-4-anos-2007-a-2010.pdf/view>

PUGA, Diego. European regional policies in light of recent location theories. *Journal of economic geography*, v. 2, n. 4, p. 373-406, 2002.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO (MEC). *Análise sobre a expansão das universidades federais 2003 a 2012*. Relatório da Comissão Constituída pela Portaria nº 126/2012. 2012.

RIBEIRO, E. C. B. A. Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005. Dissertação de mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, 2010.

ROMER, Paul M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, part 2.1990.

SALA-I-MARTIN, Xavier X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, n. 6, p. 1325-1352, 1996.

SANTOS, Peterson F. A. SPOLADOR, Humberto F. S. Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013. RBE, Rio de Janeiro v. 72 n. 2 / p. 217–248 Abr-Jun 2018.

SCHETTINI, D.; AZZON, C. R. Productive efficiency and the future of regional disparities in Brazil. Nova Economia, v.28 n.2 p.347-384, 2018.

SCHETTINI, D.; AZZONI, C. R. Determinantes Regionais da Produtividade Industrial: o Papel da Infraestrutura. In: DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L.R. (Ed.). Produtividade no Brasil: Desempenho e Determinantes – V2. Brasília: IPEA, 2015.

SCHIOPU, Ioana. Technology adoption, human capital formation and income differences. Journal of Macroeconomics, v. 45, p. 318-335, 2015.

SHANKAR, Raja; SHAH, Anwar. Bridging the economic divide within countries: A scorecard on the performance of regional policies in reducing regional income disparities. World development, v. 31, n. 8, p. 1421-1441, 2003.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 70, No. 1. (Feb., 1956), pp. 65-94.

SOLOW, R. M. A. Technical Change and the Aggregate Production Function. The Review of Economics and Statistics, Vol. 39, N° 3. (Aug., 1957), pp 312-320.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London

## APÊNDICES

A1. Especificação dos Modelos de crescimento econômico Solow simplificado e ampliado com capital humano

Tabela 1: Modelo de Solow segundo o método de estimação com desvio padrão robusto, estimativas com painel balanceado

Variáveis	OLS	OLS com tendencia	Efeito fixo	Efeito aleatório	Efeito fixo com tendencia	Efeito aleatório com tendência
$\ln s_{it}$	0.4943192** * (0.0502516)	0.0148349 (0.0102012)	0.4488911** * (0.0476324)	0.4517453** * (0.0489035)	0.0148349 (0.0131103)	0.1672050 (0.0134718)
$\ln(n+d+g)$	-0.0618896 (0.0782056)	0.006323 (0.102869)	0.1375561** * (0.0380769)	0.1338351** * (0.0376529)	0.0063239 (0.0100614)	0.0064552 (0.0100309)
Constante	3.381533*** (0.176071)	2.404431** * (0.0314784)	3.165254*** (0.1119039)	3.174475*** (0.1229334)	2.395605** * (0.0309065)	2.398684** * (0.0914603)
Estados - $\mu_i$	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Anos - $\vartheta_t$	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Teste de Hausman $\chi^2$ Prob > $\chi^2$					2.06	0.3570
Teste de Chow F Prob > F			24.61 0.0000		580.99 0.0000	
Breusch e Pagan $\chi^2$ Prob > $\chi^2$				387.51 0.0000		
Wald $\chi^2$ Prob > $\chi^2$				102.22 0.0000		13344.86 0.0000
Teste F Prob > F	49.90 0.0000	1526.49 0.0000	53.44 0.0000		1458.59 0.0000	
$R^2$	0.3946	0.9939	0.6361	0.6361	0.9837	0.9837

Fonte: *Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE e RAIS*

Nota: \*\*\* significancia a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; entre parenteses estão as estimativas de desvio padrão dos parâmetros.

Tabela 2: Modelo de Crescimento de Solow ampliado com capital humano segundo o método de estimação com desvio padrão robusto, estimativas com painel balanceado

Variáveis	OLS	OLS com tendencia	Efeito fixo	Efeito aleatório	Efeito fixo com tendencia	Efeito aleatório com tendência
$\ln s_{it}$	0.2402727** * (0.0359357)	0.015367 (0.0098146)	0.2950014** * (0.0605257)	0.281658*** (0.0543243)	0.015367 (0.0122792)	0.0218075* (0.0128619)
$\ln h_{it}$	1.119468*** (0.0703346)	0.0876939 (0.0612987)	0.8513905** * (0.2143439)	0.9252467** * (0.1732838)	0.0876939 (0.1004189)	0.1706638 (0.134026)
$\ln(n+d+g)$	-0.1046041* (0.0573874)	0.0033123 (0.0101515)	-0.122457*** (0.0359213)	0.1192887** * (0.0353244)	0.033123 (0.009722)	0.0008654 (0.0093491)
Constante	5.688205*** (0.1851739)	2.625128** * (0.1623337)	5.074533*** (0.4881797)	5.24108*** (0.4027323)	2.63637*** (0.2851248)	2.8762*** (0.4118205)
Estados - $\mu_i$	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Anos - $\theta_t$	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Teste de Hausman $\chi^2$				3.09		
Prob > $\chi^2$				0.3787		
Teste de Chow F			11.51		191.47	
Prob > F			0.0000		0.0000	
Breusch e Pagan $\chi^2$				200.64		
Prob > $\chi^2$				0.0000		
Wald $\chi^2$				530.69		14127.38
Prob > $\chi^2$				0.0000		0.0000
Teste F	217.14	1480.32	156.39		1344.40	
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000		0.0000	
R <sup>2</sup>	0.7779	0.9941	0.7734	0.7725	0.9843	0.9838

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE e RAIS

Nota: \*\*\* significancia a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; entre parenteses estão as estimativas de desvio padrão dos parâmetros

A2. Modelos de convergência econômica condicional  
Tabela 3: Modelo de convergência condicional segundo o método de estimação com desvio padrão robusto, estimativas com painel balanceado

Variáveis	OLS	OLS com tendencia	Efeito fixo	Efeito aleatório	Efeito fixo com tendencia	Efeito aleatório com tendência
	-	-	-	-	-	-
<i>lnpibpc0</i>	0.1074211** * (0.0269551)	0.4426177** * (0.0729924)	0.4604009** * (0.0558294)	0.1074211** * (0.0190074)	0.4426117** * (0.068665)	0.0200024** * (0.0054224)
<i>lnipc</i>	0.0660822** * (0.0242284)	0.0195909** * (0.0079891)	0.218667*** * (0.0405624)	0.0660822** * (0.0199689)	0.0195909** * (0.008583)	0.0174241** * (0.0058101)
<i>ln(n+g+d)</i>	-0.013998 (0.0292892)	0.0176103* (0.0093249)	- 0.0664712** (0.0316112)	-0.0139998 (0.0257434)	0.0176103 (0.0108519)	0.0267416** (0.0120636)
<i>Constante</i>	0.4627529** * (0.1135151)	1.197055*** (0.1586254)	1.527107 (0.1769942)	0.4627529** * (0.0819049)	1.198157*** (0.152008)	0.2795184** * (0.0295727)
<i>Estados-<math>\mu_i</math></i>	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Anos - <math>\theta_t</math></i>	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim
<i>Teste de Hausman</i>				42.13		
<i>Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>				0.0000		
<i>Teste de Chow</i>			1.56		2.46	
<i>Prob &gt; F</i>			0.0521		0.0004	
<i>Wald</i>				34,33		6557.95
<i>Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>				0.0000		0.0000
<i>Teste F</i>	5.39	235.14	27.15		1199.60	
<i>Prob &gt; F</i>	0.0014	0.0000	0.0000		0.0000	
<i>R<sup>2</sup></i>	0.0590	0.9600	0.2253	0.2012	0.9658	0.9577

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE e RAIS

Nota: \*\*\* significancia a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; entre parenteses estão as estimativas de desvio padrão dos parâmetros

Tabela 4: Modelo de convergência condicional com capital humano segundo o método de estimação com desvio padrão robusto, estimativas com painel balanceado

Variáveis	OLS	OLS com tendencia	Efeito fixo
<i>lnpibpc0</i>	0.3058414*** (0.0391877)	-0.4546238*** (0.0749612)	-0.6915672*** (0.1056165)
<i>lnipc</i>	0.07873*** (0.0240928)	0.0196183** (0.0079146)	0.200419*** (0.0321708)
<i>lnhpc</i>	0.3637574*** (0.0601792)	0.214222 (0.0475607)	0.6466181*** (0.2183411)
<i>ln(n+g+d)</i>	-0.0385253 (0.0325641)	0.0166314* (0.0090158)	-0.0854567*** (0.027839)
Constante	1.861123*** (0.2438196)	1.276987*** (0.2278504)	3.678964*** (0.801723)
Estados- $\mu_i$	Não	Sim	Sim
Anos - $\vartheta_t$	Não	Sim	Não
<i>Teste de Hausman</i>			
$\chi^2$			76.73
<i>Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>			0.0000
<i>Teste de Chow</i>			
<i>Prob &gt; F</i>			2.59
			0.0002
<i>Wald <math>\chi^2</math></i>			
<i>Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>			55.81
			0.0000
<i>Teste F</i>	15.75	230.26	20.77
<i>Prob &gt; F</i>	0.0000	0.0000	0.0000
$R^2$	0.1888	0.9661	0.4041
			0.3891

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA, IBGE e RAIS. Nota: \*\*\* significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; entre parênteses estão as estimativas de desvio padrão dos parâmetro

Tabela 4: Modelo de convergência condicional com capital humano segundo o método de estimação com desvio padrão robusto, estimativas com painel balanceado (Complemento de dados)

Variáveis	Efeito aleatório	Efeito fixo com tendencia	Efeito aleatório com tendência
<i>lnpibpc0</i>	-0.3058414*** (0.0419196)	-0.4546238*** (0.0628711)	-0.0223228 (0.014204)
<i>lnipc</i>	0.07873*** (0.0220385)	0.0196183** (0.0084425)	0.0175274*** (0.00589)
<i>lnhpc</i>	0.3637574*** (0.0654076)	0.0214222 (0.063962)	0.0039529 (0.0183404)
<i>ln(n+g+d)</i>	-0.0385253 (0.0283887)	0.0166314 (0.0100098)	0.0265345** (0.0120723)
Constante	1.861123*** (0.2845242)	1.282777*** (0.2463164)	0.2955615*** (0.0896777)