

CONVERGÊNCIA DE RENDA ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EM PAINEL DINÂMICO

Rubiane Daniele Cardoso de Almeida¹

Tito Belchior Silva Moreira²

O presente artigo analisa a hipótese de sigma-convergência e beta-convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros no período 2001-2014. Para analisar a existência de sigma-convergência, foram utilizados indicadores de desigualdade, como o índice de Theil e o coeficiente de variação. Os resultados foram favoráveis a esse tipo de convergência. Para testar a existência de beta-convergência, diferentemente da metodologia tradicional baseada em regressões *cross-section*, utilizou-se regressões com dados em painel dinâmico. Os resultados apontam para existência de beta-convergência absoluta e condicional do PIB *per capita* no período de análise. Um resultado interessante é que a velocidade de convergência aumenta quando controlado para características específicas dos estados, passando de 1,7% na versão absoluta para 2,8% na versão condicional. Ademais, há evidências empíricas de que as despesas correntes, o Fundo de Participação Estadual e a fecundidade influenciam negativamente o crescimento econômico.

Palavras-chave: convergência; desigualdade de renda; painel dinâmico.

INCOME CONVERGENCE AMONG THE BRAZILIAN STATES: A DYNAMIC PANEL ANALYSIS

The present article analyzes the hypothesis of σ -convergence and β -convergence of per capita income between the Brazilian states for the period from 2001 to 2014. To analyze the existence of σ -convergence we used inequality indicators such as the Theil index and the coefficient of variation. The results were favorable to this type of convergence. To test the existence of β -convergence, unlike the traditional methodology based on cross-section regressions, it were used regressions with dynamic panel data. The results point to the existence of absolute and conditional β -convergence of GDP per capita in the period of analysis. An interesting result is that the speed of convergence increases when it is controlled for specific characteristics of the states, increasing from 1.7% in the absolute version to 2.8% in the conditional version. In addition, there is empirical evidence that current expenditures, state participation fund and fertility influence the economic growth in a negative way.

Keywords: convergence; inequality income; dynamic panel.

CONVERGENCIA DE INGRESOS ENTRE LAS PROVINCIAS DE BRASIL: UN ANÁLISIS DE PAINEL DINÁMICO

El presente artículo analiza la hipótesis de la σ -convergencia y la β -convergencia del ingreso per capita entre los estados brasileños para el período de 2001 a 2014. Para analizar la existencia de σ -convergencia se utilizaron indicadores de desigualdad como el índice de Theil y El coeficiente de

1. Assessora da Presidência no Conselho Federal de Contabilidade (CFC). *E-mail:* <rubicardoso@yahoo.com.br>.

2. Professor e pesquisador do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail:* <tito@pos.ucb.br>.

variación. Los resultados fueron favorables a este tipo de convergencia. Para probar la existencia de la β -convergencia, a diferencia de la metodología tradicional basada en regresiones transversales, se utilizaron regresiones con datos de panel dinámico. Los resultados apuntan a la existencia de la β -convergencia absoluta y condicional del PIB per cápita en el período de análisis. Un resultado interesante es que la velocidad de convergencia aumenta cuando se controla por características específicas de los estados, aumentando desde el 1,7% en la versión absoluta hasta el 2,8% en la versión condicional. Además, hay evidencia empírica de que los gastos corrientes, el fondo de participación estatal y la fertilidad influyen en el crecimiento económico es una forma negativa.

Palabras clave: convergencia; desigualdad de ingreso; panel dinámico.

CONVERGENCE DE REVENU ENTRE LES ÉTATS BRÉSILIENS: UNE ANALYSE DE PANEL DYNAMIQUE

Le présent article analyse l'hypothèse de σ -convergence et β -convergence du revenu par habitant entre les états brésiliens pour la période de 2001 à 2014. Pour analyser l'existence de σ -convergence, nous avons utilisé des indicateurs d'inégalité tels que Theil index and Le coefficient de variation. Les résultats ont été favorables à ce type de convergence. Pour tester l'existence de la β -convergence, contrairement à la méthodologie traditionnelle basée sur des régressions transversales, on utilisait des régressions avec des données de panel dynamique. Les résultats indiquent l'existence d'une β -convergence absolue et conditionnelle du PIB par habitant au cours de la période d'analyse. Un résultat intéressant est que la vitesse de convergence augmente lorsqu'elle est contrôlée pour des caractéristiques spécifiques des états, passant de 1,7% dans la version absolue à 2,8% dans la version conditionnelle. En outre, il existe des preuves empiriques que les dépenses courantes, les fonds de participation de l'État et la fertilité influencent la croissance économique sont négatives.

Mots-clés: convergence; revenu d'inégalité; panel dynamique.

JEL: O47; R11.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade regional vem se apresentando como uma questão fundamental no contexto do desenvolvimento econômico. De modo particular, desde a década de 1990 muitos pesquisadores buscam abordar e compreender as questões relacionadas à trajetória da renda entre regiões ricas e pobres e os motivos pelos quais indicadores socioeconômicos desiguais tendem a persistir. Partindo da análise do modelo neoclássico de crescimento de Solow (1956) e Swan (1956), os diferenciais de rendas *per capita* são determinados pela dotação inicial de recursos da região. Desta maneira, o que existe é uma maior concentração de famílias pobres em uma determinada área e não uma região pobre.

Dados recentes mostram que a desigualdade referente a rendimento, riqueza e oportunidade segue em trajetória crescente no âmbito mundial. Os dados do relatório do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD (ONU, 2015), referentes ao ano de 2014, apontam que cerca de 80% da população mundial detém apenas 6% da riqueza do mundo. A novidade é a redução do número de pessoas que vivem em situação de pobreza extrema em todo o mundo, que passou

de 1,9 bilhões para 836 milhões entre 1990 e 2014. Ademais, segundo o relatório, o Brasil obteve um Índice de Desenvolvimento Humano Ajustado à Desigualdade (IDHAD) de 0,55 em 2014, valor abaixo da média dos países da América Latina e do Caribe, que foi de 0,57.

De fato, a realidade brasileira é de concentração da atividade econômica. A região Sudeste, segunda menor região territorial do país, possui mais de 44% da população do país e é responsável por mais da metade do produto interno bruto (PIB) nacional. Todavia, ao se comparar os anos de 2001 a 2012, constata-se que houve redução da participação da região Sudeste no PIB, que passou de 59,1% para 54,9%, em favor das outras regiões, como Centro-Oeste, que aumentou sua participação em mais de 1%. Neste sentido, pode haver indícios de um processo de desconcentração regional.

É pertinente citar, nesse ponto, que um aspecto importante no estudo do crescimento econômico e da desigualdade de renda entre as regiões é a existência ou não do processo de convergência.³ Como definiu Abramovitz (1986), a convergência é uma tendência de longo prazo de equalização da renda *per capita* ou níveis de produto. Em outras palavras, significa questionar se os países pobres apresentam taxas de crescimento mais rápidas que os países ricos. Além do estudo de Abramovitz (1986), outra pesquisa que marca o início do estudo de convergência é a de Baumol (1986), que analisou um conjunto de países entre os anos de 1970 e 1979. Segundo o autor, os países considerados mais ricos crescem mais lentamente, enquanto os países considerados mais pobres crescem mais rapidamente.

À luz desse debate, esta pesquisa pretende analisar o processo de convergência entre os estados brasileiros no período 2001-2014. Sua contribuição para o tema se dá ao considerar, na regressão dinâmica de convergência, algumas variáveis demográficas como fecundidade, densidade e migração, que podem afetar a velocidade de convergência e o crescimento da renda *per capita*. Além disso, busca-se colaborar com os debates recentes acerca dos vários métodos de análise.

A pertinência do tema se justifica por remeter implicações relevantes sobre o processo de crescimento das regiões, sobre a relação econômica entre elas e sobre a atuação de políticas públicas neste processo. Isso porque, obter indícios sobre quais os fatores que influenciam o crescimento da renda *per capita* parece ser uma informação relevante para os gestores de política econômica. Ressalta-se aqui que foram inclusas variáveis que remetem aos gastos do governo, a fim de demonstrar que a política fiscal é um instrumento importante e capaz de afetar o bem-estar da sociedade. Ademais, o crescimento desigual entre os estados pode dificultar a formulação de políticas públicas. É de fundamental importância a identificação

3. Gerschenkron (1952) possivelmente foi o primeiro a abordar o tema de convergência. Segundo ele, os custos para a industrialização de países em desenvolvimento deveriam ser menores e a velocidade deveria ser maior devido ao fato de terem acesso de modo mais fácil aos avanços tecnológicos dos países industrializados.

de regiões com menores taxas de crescimento e/ou que necessitem de políticas específicas. Como salienta Baumol (1986), a existência de convergência significa maiores taxas de crescimento em lugares de baixa renda, o que ao longo do tempo pode levar a redução da diferença entre as rendas *per capita* médias.

Além desta introdução, o presente trabalho se estrutura em outras quatro seções. A seção 2 apresenta os conceitos básicos de convergência e evidências empíricas sobre o tema. A seção 3 descreve os dados e a estratégia empírica utilizada. A seção 4 mostra os resultados obtidos para os testes de sigma-convergência e beta-convergência. Enfim, a seção 5 sumariza este estudo traçando as considerações finais.

2 A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA

Nesta seção, são discutidos os conceitos básicos de convergência, destacando-se alguns trabalhos seminais sobre o tema. Posteriormente, são apresentadas algumas análises empíricas realizadas para o Brasil.

2.1 Beta-convergência e sigma-convergência

A hipótese de convergência possui um relevante significado para a teoria do crescimento econômico, uma vez que remete a redução do grau de desigualdade através de um processo de aproximação dos padrões de vida. Isso decorre do crescimento da renda *per capita* verificado nos países ou nas regiões menos desenvolvidas se dar a taxas mais elevadas do que nos países ou regiões desenvolvidas.

Nesse foco, Sala-i-Martin (1996), ao discutir a abordagem clássica da análise de convergência, salienta que são dois os principais conceitos que aparecem na literatura, a saber, beta-convergência e sigma-convergência. A sigma-convergência consiste em averiguar a dispersão dos níveis de renda *per capita* entre os países ou as regiões. Se esta dispersão estiver reduzindo ao longo do tempo, há indícios de existência dessa forma de convergência. Uma das formas de se avaliar esse processo é utilizando indicadores de desigualdades regionais, como o coeficiente de variação. A beta-convergência se refere à mobilidade de diferentes economias individuais dentro da distribuição de renda mundial dada.

Além disso, discutem-se duas categorias de beta-convergência, absoluta e condicional.⁴ A beta-convergência absoluta considera que as economias mais atrasadas em relação ao crescimento econômico tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as economias ricas e que, portanto, em algum momento, essas rendas se igualariam. A crítica a essa definição está no fato dela considerar que todas as economias possuem tecnologias, instituições políticas e outras características econômicas idênticas, o que não se ajusta à realidade.

4. As definições aqui utilizadas se referem à Barro e Sala-i-Martin (1992).

Por sua vez, a beta-convergência condicional considera que cada economia teria seus próprios parâmetros, o que significa que cada uma delas apresentaria um nível próprio de estado estacionário. Desta forma, haveria convergência condicional apenas no sentido de que as economias tenderiam a crescer mais rapidamente quanto maior fosse sua distância em relação à taxa de crescimento de longo prazo. Assim sendo, as economias pobres não necessariamente alcançariam o nível de produção *per capita* das ricas. Em outras palavras, as economias só convergiriam para o mesmo estado estacionário se possuíssem as mesmas características, ou seja, se fossem muito semelhantes. Neste sentido, surgiu a definição de convergência de clube que, segundo Galor (1996), refere-se à situação em que economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas, convergem para um mesmo nível de renda de longo prazo.

Na tarefa de avaliar a hipótese de convergência, a análise de beta-convergência pode ser complementada pela análise de sigma-convergência. Contudo, como destacam Barro e Sala-i-Martin (1991), a beta-convergência é uma condição necessária, mas não suficiente, para que ocorra a sigma-convergência.

2.2 Evidências empíricas sobre convergência

Como já mencionado, o trabalho de Baumol (1986) é conhecido como sendo o primeiro trabalho empírico sobre convergência de renda. Ao analisar um conjunto de países industrializados, o autor encontrou evidências de convergência absoluta de renda para dezesseis países no período 1970-1979. Posteriormente, esses resultados foram contestados por De Long (1988), que alegou que os dados possuíam viés na seleção dos países e um erro de medida na renda *per capita*.

Deve-se assinalar que Barro e Sala-i-Martin (1991; 1992) se destacam na literatura por discutirem e definirem os conceitos de convergência de renda e, além disso, por terem realizado conjuntamente vários estudos sobre o tema para diferente regiões. Para os autores, existe maior possibilidade de se encontrar convergência absoluta ao analisar as regiões dentro de um mesmo país do que ao analisar a relação entre países. A justificativa se encontra por se tratarem de regiões menos heterogêneas que compartilham de um mesmo ambiente macroeconômico. Para constatar esses argumentos, os autores realizaram um estudo que abarcou dados para os estados americanos no período 1840-1988 e para uma amostra de 110 países no período 1960-1990. De fato, os resultados apontaram evidências de convergência condicional entre os países e convergência absoluta entre os estados americanos.

Vale mencionar que as principais críticas referentes às regressões que seguem os modelos no estilo Barro e Sala-i-Martin (1991) e Baumol (1986) foram apontadas inicialmente por Friedman (1992) e Quah (1993). Esses autores consideram que esse tipo de regressão em direção à média pode apresentar a Falácia de Galton.

O ponto principal da crítica é que, como o coeficiente estimado representa um valor médio da amostra utilizada, esse experimento pode na verdade não estar representando de forma clara sua real tendência.

No que se refere ao Brasil, muitos estudos sobre convergência de renda foram realizados e com variadas metodologias. Entre esses trabalhos, destaca-se a contribuição de Ferreira e Ellery Júnior (1996), que analisam a convergência de renda nos estados brasileiros entre 1970 e 1985. Os autores discutem a velocidade de convergência utilizando os conceitos de sigma e beta-convergências e por meio de estimações por *Ordinary Least Squares* (OLS) encontram evidências de ambos os tipos de convergência.

Outros trabalhos que abordam a convergência entre os estados brasileiros são os de Azzoni (1997; 2001) e Ferreira (2000). Azzoni (1997) buscou avaliar a concentração regional e a dispersão de renda *per capita* para os estados brasileiros no período 1939-1995. Utilizando um modelo OLS, o autor encontra evidências de convergência que, de modo particular, foi mais intensa no período 1970-1985. Na mesma direção, Ferreira (2000) analisa a hipótese de beta-convergência e os resultados encontrados sugerem que os estados brasileiros convergiram condicionalmente em renda entre 1970 e 1995. Azzoni (2001) corrobora os achados de Ferreira (2000). Através de uma estimação de mínimos quadrados não linear, o autor encontra evidências de convergência condicional e absoluta entre os estados no período 1948-1995. Todavia, destaca que os resultados sugerem oscilações e evolução da desigualdade entre as regiões no período.

Em outra pesquisa, Azzoni *et al.* (2000) estimam a convergência de renda para os estados brasileiros utilizando um modelo OLS para o período 1986-1996. Os resultados não foram favoráveis a existência de convergência absoluta. No entanto, ao adicionarem *dummies* de tempo e outras variáveis geográficas os autores obtiveram uma velocidade de convergência 2,6%. Em um outro passo, quando incluíram controles de capital humano, infraestrutura e variáveis geográficas a velocidade de convergência aumentou significativamente, chegando a 60%.

Ainda no contexto estadual, Ávila e Pôrto Júnior (2015) investigam a hipótese de convergência de renda e formação de clubes de crescimento por meio de modelos multivariados de componentes não observados. Os resultados apontam para existência de dois grupos, um mais rico que a média – Unidades da Federação (UFs) do Sul, Sudeste e Centro-Oeste – e outro mais pobre – UFs do Norte e Nordeste. Ademais, os autores sugerem que dentro desses dois grupos pode estar ocorrendo a formação de outros clubes mais específicos.

Em um diferente âmbito geográfico, Menezes e Azzoni (1999) utilizam dados em painel para estimar a convergência de nove regiões metropolitanas (RMs) brasileiras. A pesquisa teve por base a renda *per capita* do trabalho para o período

1981-1996. Ao controlar por efeitos não observáveis, a velocidade de convergência apresenta aumento relevante, passando de 7,8%, quando estimado por OLS, para 47,3%, quando utilizado o estimador de efeito fixo.

Passando para a análise em nível municipal, cabe citar a contribuição de Ribeiro e Almeida (2012). Os autores analisam a convergência de renda *per capita* local entre os municípios brasileiros para o período 1999-2005 e o processo de convergência absoluta local entre as áreas mínimas comparáveis (AMC) no período 1980-2007. A metodologia utilizada é a de regressões ponderadas geograficamente (RPG) adaptada a modelos econométricos-espaciais locais. Os principais resultados mostram que o PIB *per capita* inicial afeta de forma relevante a taxa de crescimento de cada município e de cada AMC.

Na mesma direção, Pinto Coelho (2006), com a pretensão de compreender o papel das condições iniciais sobre a determinação dos níveis de renda de longo prazo das economias, buscou determinar, entre as hipóteses de convergência absoluta, condicional e clube, qual representa melhor a dinâmica da renda dos municípios brasileiros no período 1970-2000. Os resultados obtidos com base no método *regression tree* e em testes de robustez demonstram a importância das condições iniciais na determinação da taxa de crescimento da renda dos municípios, trazendo evidências sobre a existência de convergência clube.

Entre os debates mais recentes para determinadas regiões, destacam-se os trabalhos de Dassow e Costa (2011) e Fantinel (2016). O primeiro analisa os efeitos dos componentes setoriais do valor adicionado bruto sobre o crescimento econômico e a convergência de renda em Mato Grosso no período 2001-2007. Os resultados fornecem evidências da presença de convergência absoluta e condicional de renda nos municípios mato-grossenses. O segundo trabalho analisa a hipótese de convergência de renda entre os municípios gaúchos utilizando cadeias de Markov, matrizes de transição e distribuições-limite no período 2001-2010. Os resultados indicam a presença de um processo de convergência no estado.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Esta seção aborda as características do modelo empírico utilizado na presente pesquisa, bem como a descrição das variáveis selecionadas.

3.1 Dados

O conjunto de dados aqui utilizado foi construído para os 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal e abarca o período 2001-2014. A fim de se prevenir de possíveis flutuações do ciclo de negócios, optou-se por utilizar média móvel simples de três anos para todas as variáveis. Vale lembrar que os dados foram deflacionados a preços de 2012.

Nesse ponto, é importante observar a estatística descritiva das variáveis que segue exposta na tabela 1 e mencionar algumas diferenças existentes entre as economias. Enquanto Piauí e Maranhão dispõem de um PIB *per capita* de cerca de R\$ 8 mil, Distrito Federal e São Paulo detêm um PIB *per capita* de R\$ 62 mil e R\$ 32 mil, respectivamente.⁵ As variáveis que representam os gastos do governo – despesas de capital (*DK*), despesas correntes (*DC*), e Fundo de Participação Estadual (*FPE*) – possuem fortes disparidades entre os estados. Buscando amenizar essas diferenças para reduzir prováveis problemas nas estimações, essas variáveis foram transformadas em logaritmo natural. Conforme Wooldridge (2010), a transformação logarítmica das variáveis pode aliviar problemas de heterocedasticidade e, além disso, estreitar a amplitude dos valores das variáveis, tornando as estimativas menos sensíveis a *outliers*.

Após essas considerações, parte-se agora para a descrição das variáveis. A variável dependente utilizada é o logaritmo do PIB *per capita* ($LnPIB_{i,t}$), conforme os modelos de crescimento econômico e convergência. Seguindo a estrutura de painel dinâmico conforme Islam (1995), a variável dependente defasada ($LnPIB_{i,t-1}$) é incluída na análise. Os dados foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).⁶ O nível de renda *per capita* inicial é fundamental no modelo, pois testa a hipótese de convergência de renda. Conforme Solow (1956), quanto maior a renda inicial do estado, menor a sua taxa de crescimento no decorrer do tempo. Além disso, através da interpretação de seu coeficiente analisa-se a velocidade da convergência e a *meia-vida*.⁷

A variável *proxy* para o capital humano (*EDUC*) é composta pela parcela dos trabalhadores formais que possuem ensino médio e/ou ensino superior completo ou incompleto. Foi obtida da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), através da soma dos trabalhadores que possuem ensino médio, ensino superior incompleto e ensino superior completo. Esse número está em razão da população ocupada, dado retirado do Ipeadata.⁸ O objetivo da inclusão desta variável é verificar a influência da escolaridade sobre a renda *per capita* dos estados, dado que vários autores, como Lucas (1988), enfatizam a relação positiva entre essas variáveis.

Buscando captar algum impacto da composição dos gastos públicos sobre o crescimento econômico, foram incluídas na análise as variáveis *DK* e *DC*, ambas em razão do PIB de cada estado. As despesas de capital concorrem para

5. Dados de 2012 para o PIB *per capita*.

6. Os dados do PIB *per capita* foram construídos dividindo o valor do PIB pela população de cada estado. Os dados do PIB foram retirados das Contas Regionais/IBGE. Disponível em: <<https://bit.ly/31uYgDf>>. A população estimada foi obtida nas séries estatísticas/IBGE. Disponível em: <<https://bit.ly/2H6vJfx>>.

7. Esses conceitos serão descritos na subseção 3.2.

8. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

a formação de um bem de capital, o que remete a investimento e infraestrutura. Sendo assim, é esperado que essa variável tenha um impacto positivo sobre o crescimento. As despesas correntes se referem a despesas de custeio de manutenção das atividades dos órgãos da administração pública. Espera-se que o efeito dessa variável seja negativo. Essas variáveis foram utilizadas por outros autores, como Rocha e Giubert (2005) e Ribeiro (2010), e são dadas como proporção do PIB.

TABELA 1
Definição das variáveis e estatísticas descritivas

Descrição	Média	Mínima	Máxima	Fontes	
Variável dependente					
$\ln(\text{PIB})_{it}$	PIB <i>per capita</i>	2,635	1,513	4,164	Ipeadata, IBGE
Variáveis independentes					
$\ln(\text{PIB})_{it-1}$	PIB <i>per capita</i> inicial				Ipeadata, IBGE
EDUC	<i>Proxy</i> para capital humano: parcela dos trabalhadores formais com ensino médio ou superior	0,250	0,081	0,654	IBGE
$\ln(\text{DC})$	Despesas correntes/PIB	5,005	4,301	5,870	Secretaria do Tesouro Nacional (STN)
$\ln(\text{DK})$	Despesas de capital/PIB	3,225	2,066	4,867	STN
$\ln(\text{FPE})$	Fundo de Participação Estadual <i>per capita</i>	5,904	2,155	8,087	STN
OCUP	Parcela da população ocupada/população total	0,411	0,265	0,529	Ipeadata, IBGE
$\ln(\text{DEN})$	Densidade demográfica: habitantes por km ²	3,223	0,487	6,180	IBGE
TMIG	Taxa de migração: não naturais do estado/população total	0,194	0,038	0,537	IBGE
TFEC	Taxa de fecundidade: nascidos vivos/mulheres de 15 a 49 anos	2,181	1,583	3,550	IBGE

Elaboração dos autores.

A variável *FPE* é dada pela razão entre as cotas do fundo e o número de habitantes de cada estado. Os dados referentes às cotas são retirados da base de dados da STN. A inclusão desta variável busca analisar o impacto dessa política no crescimento econômico dos estados. Espera-se que seu efeito seja positivo sobre o crescimento, mas esse resultado dependerá de como esse recurso é empregado por cada estado.

A proporção da população ocupada (*OCUP*) foi obtida através da razão entre a população ocupada e a população total de cada estado. O objetivo dessa variável é analisar a influência do aumento da força de trabalho sobre a taxa de crescimento da renda estadual (Solow, 1956). Espera-se que o efeito dessa variável seja positivo

sobre o crescimento. A densidade demográfica (*DEN*) foi obtida dividindo-se o número total de habitantes do estado pela área territorial (km²). Esta variável busca captar se o crescimento econômico acompanha o ritmo de crescimento populacional dos estados. Como referência para essa variável pode-se destacar o trabalho de Barreto e Almeida (2009). É esperado que o efeito desta variável seja negativo sobre o crescimento.

Além de analisar o processo de convergência, pretende-se, de modo particular, avaliar o efeito da taxa de migração e de fecundidade sobre o crescimento econômico recente dos estados. É pertinente verificar se tais efeitos continuam em consonância com a literatura tradicional sobre crescimento. A taxa de fecundidade (*TFEC*) representa a razão entre o número de filhos nascidos vivos e número de mulheres de 15 a 49 anos de idade. Considera-se tradicionalmente, na literatura econômica, que altas taxas de fertilidade podem exercer um impacto negativo sobre o crescimento. Ademais, Pazello e Fernandes (2004) encontraram uma relação negativa da maternidade sobre a força de trabalho feminina.

A variável taxa de migração (*TMIG*) foi obtida pela razão entre a população residente não natural do estado e a população total. Barro e Sala-i-Martin (1995) incluíram a variável migração em sua análise para os estados norte-americanos, as regiões japonesas e as europeias, e concluíram que essa variável pode afetar o nível de renda, mas não impacta de forma relevante a taxa de convergência. Na presente pesquisa, o efeito dessa variável pode depender do nível de qualificação da mão de obra migrante.

3.2 Bases do modelo empírico

No debate recente acerca do crescimento econômico e da convergência de renda, duas correntes teóricas têm obtido destaque em investigações empíricas. A primeira está relacionada ao modelo de Solow (1956), a qual retrata que regiões mais pobres tendem a crescer mais rapidamente do que regiões mais ricas devido à existência de rendimentos de escala decrescentes no estoque de capital. A segunda corrente está baseada na discussão de convergência condicional que busca identificar os fatores que promovem o crescimento econômico, conforme Barro e Sala-i-Martin (1991). No intuito de testar a condição de convergência, os autores adicionaram ao modelo básico de Solow (1956) um conjunto de variáveis que remetem a diferenças no estado estacionário das diferentes economias. Desta forma, existirá convergência entre países ou entre regiões apenas se estes forem semelhantes entre si.

Cabe notar que, uma possível crítica aos modelos propostos por Barro e Sala-i-Martin (1991) pode estar fundamentada em efeitos não observáveis omitidos ou considerados insignificantes. Problemas dessa natureza talvez podem ter sido superados por Islam (1995), que propôs um método que considera as diferentes

funções de produção das economias. Esse método se refere a um modelo dinâmico com dados em painel que inclui em sua equação os efeitos não observáveis do país. Islam (1995) compara seus resultados com os de Mankiw, Romer e Weil (1992),⁹ enfatizando as mudanças ocorridas ao se incluir efeitos específicos.

Diante dessas considerações, na presente pesquisa optou-se por empregar um modelo de painel dinâmico como em Islam (1995). Nessa abordagem, a variável dependente defasada capta seu comportamento auto regressivo de curto prazo. Como demonstrado por Islam (1995), o modelo pode ser expresso da forma a seguir.

$$\text{Ln}y_{i,t} = \alpha_0 + \gamma \text{Ln}y_{i,t-1} + \eta_t + \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

Em que, $\gamma = e^{-\lambda\tau}$, sendo $\lambda = -\frac{\ln\gamma}{\tau}$ a velocidade de convergência, τ é a variação no tempo¹⁰ e os parâmetros μ_i e η_t são específicos de cada estado e de cada ano, respectivamente. Como em Islam (1995) e Barro e Sala-i-Martin (1991), pode-se incluir na equação (1) um vetor (X_{it}) de características estruturais de cada região, por exemplo, investimento e poupança. Com a inclusão desse vetor é possível testar a existência de beta-convergência condicional:

$$\text{Ln}y_{i,t} = \alpha_0 + \gamma \text{Ln}y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{it} + \eta_t + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

A velocidade de convergência pode ser melhor interpretada através da definição de *meia-vida* (*half-life*), isto é, a metade do tempo que as economias levam para alcançar a metade da distância até ao seu estado estacionário. De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), esse valor, representado em anos, é obtido pela seguinte equação: $\text{meia_vida} = \frac{\ln 2}{\beta}$. Nesta pesquisa, segue-se a *meia-vida* proposta para modelo dinâmico, como implícito em Islam (1995) e Caselli, Esquivel e Lefort (1996): $\text{meia_vida} = \frac{\ln 2}{\lambda}$.

Como afirmado, Islam (1995) fez uso do método *Least Square Dummy Variable* (LSDV) na versão dinâmica, isto é, modelo de dados em painel com efeitos fixos para os indivíduos. Em contraste com a hipótese de efeitos fixos, a hipótese de efeitos aleatórios pressupõe a não existência de correlação entre as observações dos indivíduos e as variáveis exógenas. No caso desta pesquisa, essa abordagem não seria adequada, dado o contexto de correlação natural entre essas observações individuais dos estados. Como salienta Roodman (2006), a abordagem com dados em painel é melhor do que a regressão *cross-section* na medida em que permite controlar a endogeneidade e o viés de variável omitida. No entanto, o método LSDV pode não eliminar o viés existente no

9. Esses autores analisam as implicações do modelo de Solow para convergência dos padrões de vida nos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) através de um modelo *cross-section*.

10. Nesta pesquisa τ é igual a 3, já que optou-se por utilizar a amostra em média móvel de três anos.

caso da estimação em painel dinâmico, pois a variável dependente defasada pode estar correlacionada negativamente com o termo de erro, subestimando o valor do coeficiente.

De fato, Caselli, Esquivel e Lefort (1996) levantaram o problema de endogeneidade das variáveis explicativas não considerado por Islam (1995). Como solução ao problema identificado em Islam (1995), os autores propuseram uma estimação pelo método de momentos generalizados (do inglês *Generalized method of moments* – GMM) desenvolvido por Arellano e Bond (1991). Nesse método, os autores tiram a primeira diferença da equação e utilizam como instrumento para o regressor a própria variável em nível defasada. Com esse procedimento, estariam controlando tanto o problema de variável omitida causada pela presença de efeitos específicos, quanto a questão de endogeneidade.

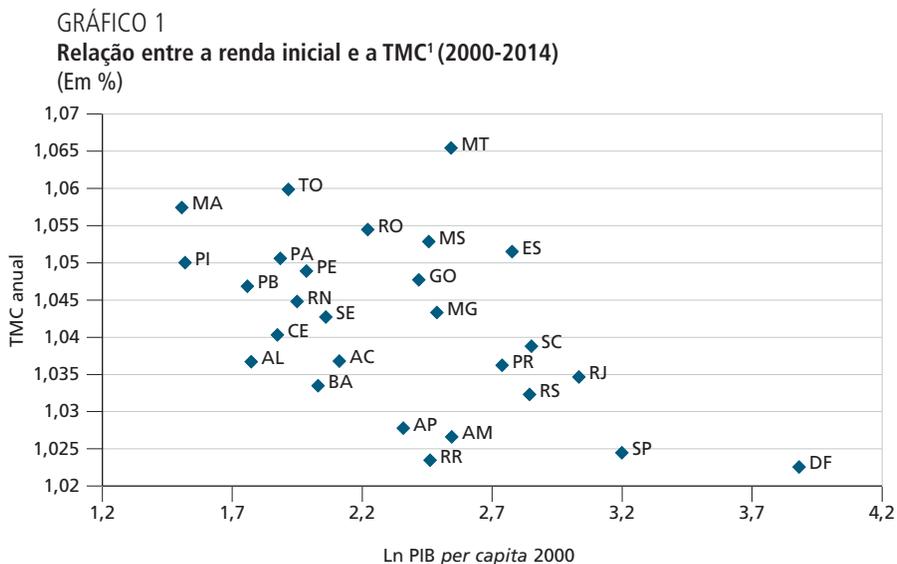
Por seu turno, Bond, Hoeffler e Temple (2001) traçaram críticas sobre a proposta de Caselli, Esquivel e Lefort (1996). Aqueles, salientam que, quando a série de tempo é persistente, o estimador de GMM em primeira diferença proposto por Caselli, Esquivel e Lefort (1996) pode não ser bem comportado, já que a utilização do nível defasado da série seria um instrumento fraco para a equação em primeira diferença. Como alternativa, Bond, Hoeffler e Temple (2001) propuseram a utilização do *system* GMM (SYS) desenvolvido por Blundell e Bond (1998), que consiste em utilizar a defasagem da primeira diferença da variável como instrumento para a equação em nível. No presente estudo, além dos métodos clássicos, OLS e LSDV, optou-se por estimar os modelos *Two-Stage least squares* ou variáveis instrumentais (IV), de Anderson e Hsiao (1982), *difference* GMM – DIFF (Arellano e Bond, 1991) e *system* GMM (Blundell e Bond, 1998), seguindo a estrutura de análise proposta por Roodman (2006). Assim, a intenção é prover um quadro comparativo das estimações a fim de encontrar o modelo mais consistente para a amostra.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta os resultados obtidos para os testes de sigma-convergência e beta-convergência em sua versão absoluta e condicional. São traçadas discussões, possíveis limitações e extensões para esta pesquisa.

4.1 Desigualdade de renda e sigma-convergência

Como mencionado, a sigma-convergência se refere ao processo de redução na dispersão das rendas entre os estados ao longo do tempo. Uma forma de se obter indícios desse processo seria observar o comportamento dos indicadores de desigualdade de renda. Esses indicadores têm a capacidade de demonstrar se ocorreu uma redução ou um aumento na diferença entre as rendas estaduais ao longo de um período. Com essa finalidade, apresentam-se a seguir os gráficos 1, 2 e 3.



Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

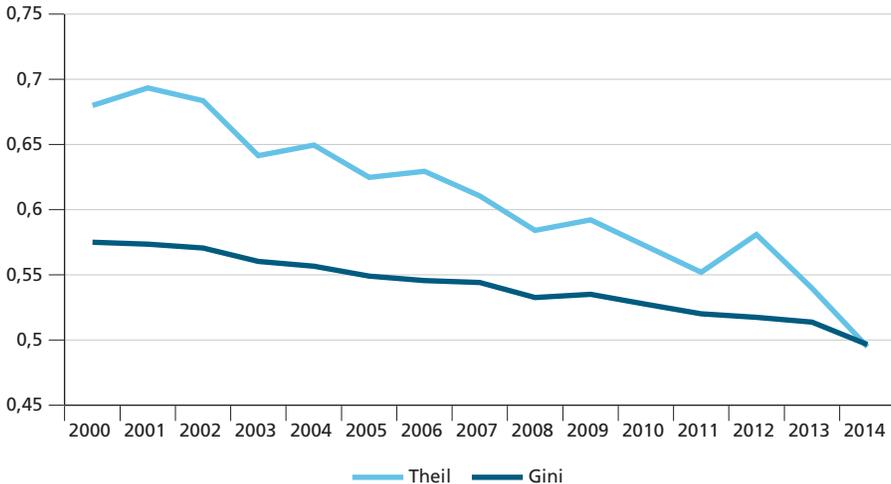
Nota: ¹ Taxa média de crescimento anual

O gráfico 1 mostra a relação negativa existente entre o logaritmo do PIB *per capita* do início do período, aqui considerado o ano de 2000, e a TMC do PIB *per capita* anual, medida no período 2000-2014. Essa tendência decrescente é clássica na constatação de indícios de convergência de renda, isto é, os estados que possuem uma renda menor no início do período tendem a apresentar uma taxa de crescimento da renda *per capita* maior. De forma contrária, os estados com maior renda inicial tendem a apresentar uma taxa de crescimento menor ao longo do tempo.

O gráfico 2 apresenta os principais indicadores de desigualdade de renda, o índice de Gini e o índice de Theil. O primeiro foi desenvolvido pelo estatístico italiano Conrado Gini em 1912 e apresenta valores entre 0 e 1. O valor 0 corresponde a uma completa igualdade entre as rendas, enquanto o valor 1 corresponde a uma completa desigualdade entre as rendas. Ademais, destaca-se que esse índice tem por base a renda mensal dos domicílios. O segundo indicador é uma medida estatística da distribuição de renda dada pelo logaritmo neperiano da razão entre as médias aritméticas e geométricas da renda *per capita* média e foi criado pelo holandês Henri Theil (1967). Da mesma forma que o índice de Gini, o índice de Theil apresenta valores entre 0 e 1. E, quanto mais próximo de 1 mais desigual é a região e/ou país. Analisando a tendência, esses indicadores apontam para uma redução da desigualdade de renda ao longo

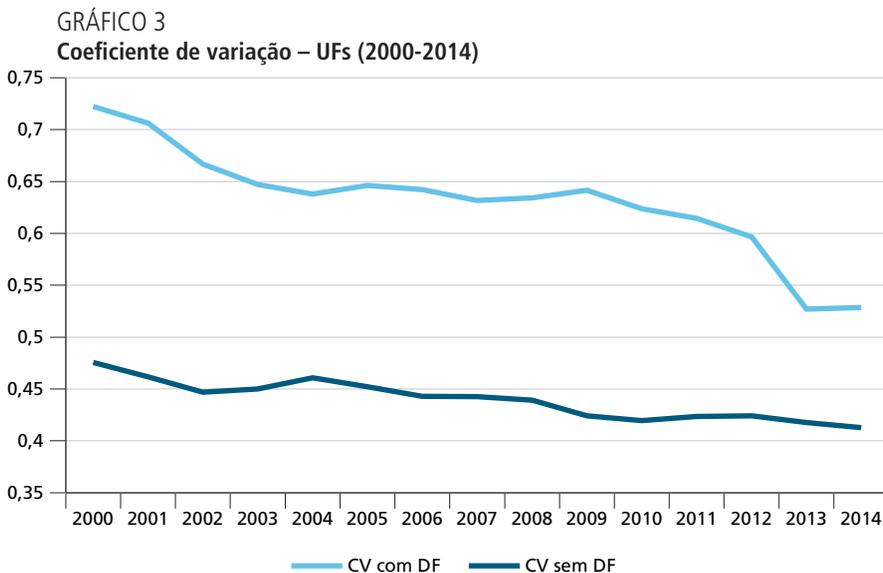
do período. O índice de Theil apresenta um pico entre os anos 2011 e 2012, sugerindo um aumento na desigualdade nesse período. De fato, esse indicador passou de 0,55, em 2011, para 0,58, em 2012.

GRÁFICO 2
Indicadores de desigualdade de renda – UFs (2000-2014)



Fonte: Ipeadata.
Elaboração dos autores.

Ademais, Ferreira e Ellery Júnior (1996) destacam uma outra técnica de se verificar a existência de sigma-convergência. Os autores propõem a análise do coeficiente de variação (CV), que consiste na razão entre o desvio-padrão da amostra e sua média ($CV = \sigma^2/\mu$). Eles argumentam que, se fosse considerada somente a variância entre as rendas, a análise de convergência poderia ser subestimada, dado que a renda dos estados sempre estará aumentando com o tempo, o que pode implicar um aumento da variância. Ao analisar o CV, verifica-se a existência de convergência somente se for observada uma queda na dispersão das séries, o que pode indicar uma aproximação das rendas *per capita* dos estados ao longo do tempo. Esse coeficiente é abordado no gráfico 3.



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

O gráfico 3 mostra o coeficiente de variação do PIB *per capita* no período 2000-2012. Pode-se observar que sua tendência é decrescente ao longo do tempo. O coeficiente apresenta pelo menos dois momentos (mesmo que tênues) em que ocorre divergência de renda, ou seja, em que há um aumento no coeficiente. Ao examinar a linha pontilhada que se refere ao CV sem o Distrito Federal, percebe-se que esses momentos podem ter ocorrido entre 2007 e 2008 e entre 2010 e 2011. Por sua vez, ao incluir o Distrito Federal repara-se que houve uma divergência na renda entre os estados em 2005. A presença do Distrito Federal na amostra implica um aumento no CV, mas não provoca modificações relevantes na tendência.

Entre 2012 e 2013 percebe-se uma queda acentuada do indicador, passando de 0,60 para 0,53. Por fim, pode-se verificar a existência de uma tendência de redução na dispersão do PIB *per capita*, isto é, existem evidências de um processo de sigma-convergência entre os estados brasileiros no período.

4.2 Beta-convergência

Conforme proposto, foram realizados testes para as duas formas de convergência, a absoluta e a condicional. Em um âmbito comparativo e consoante à literatura¹¹ foram estimados os modelos OLS, LSDV, IV (Anderson e Hsiao, 1982), *difference* GMM e *system* GMM, tendo como variável dependente o logaritmo natural do PIB *per capita*.

11. Seguindo os passos de Roodman (2006).

A tabela 2 mostra as estimações realizadas a partir da equação (1) para o teste de convergência absoluta. Conforme recomendação de Roodman (2006), todos os modelos foram estimados utilizando *dummies* de ano, a fim de prevenir a forma mais provável de correlação entre os indivíduos, a correlação contemporânea.

TABELA 2
Estimações para testar a beta-convergência absoluta

	Variável dependente: $\ln(\text{PIB})_{it}$				
	OLS (1)	LSDV (2)	IV (3)	DIFF (4)	SYS (5)
$\ln(\text{PIB})_{i,t-1}$	0,988*** (388)	0,843*** (23,94)	1,918*** (4,05)	0,948*** (7,07)	0,951*** (28,31)
R ²	0,99	0,98	-	-	-
λ	0,40%	5,60%	-	1,78%	1,67%
Meia-vida	173	12	-	39	41
Obs.	297	270	270	270	270
Instrumentos			13	29	40
Teste F	1517 [0,00]	1698 [0,00]	3,77 [0,00]	873 [0,00]	935 [0,00]
Hansen	-	-	-	19,42 [0,24]	19,61 [0,81]
AB (1)	-	-	-	0,46 [0,64]	0,58 [0,56]
AB (2)	-	-	-	-1,09 [0,27]	-1,22 [0,22]

Elaboração dos autores.

Notas: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

Obs.: Estatística t entre parênteses. P-valor entre colchetes. O teste de *Wooldridge* para o modelo OLS: $F(1, 26) = 37,79, p < 0,00$. O teste de *Wald* para o modelo LSDV: $\chi^2(27) = 8322, p = 0,00$. As estimações GMM – colunas (4) e (5) – foram realizadas em *two-step robust*, limitadas em 2 lags para evitar a proliferação de instrumentos.

As estimações da tabela 2 fornecem resultados positivos para presença de beta-convergência absoluta, isto é, os estados, independentemente de suas condições iniciais, tendem para um mesmo nível de renda ao longo do tempo. Os coeficientes obtidos para a variável renda inicial, $\ln(\text{PIB})_{i,t-1}$, são maiores que 0 e menores que 1 e estatisticamente significantes a menos de 1%. No entanto, Islam (1995) já havia destacado em seu estudo que a utilização de OLS para medir beta-convergência pode não ser a metodologia mais adequada. Esse estimador seria consistente se os efeitos individuais de cada estado fossem capturados pelo termo de erro e , este, não fosse correlacionado com as variáveis explicativas.

Uma forma de lidar os efeitos individuais seria através do estimador de efeito fixo utilizado por Islam (1995) e Menezes e Azzoni (1999). Os autores calcularam o desvio em relação às médias individuais de cada região. Todavia, no caso de um painel dinâmico, esse método pode gerar estimadores não confiáveis, dado que a

variável dependente defasada é correlacionada com a média dos erros. Condizente a essa limitação, o teste de Wald para o modelo LSDV estimado rejeitou a hipótese nula para ausência de heterocedasticidade em grupo, o que indica uma forte dispersão dos dados nesse modelo.

Tendo em vista a dificuldade em se encontrar bons instrumentos para as variáveis que apresentam problemas, Roodman (2006) salienta que, em muitas ocasiões, o pesquisador se depara com a necessidade de desenhar instrumentos provindos do próprio conjunto de dados. Esse é o caso da presente pesquisa. Os estimadores aqui abordados seguem a sequência proposta por Roodman (2006).

De acordo com Ding, Haynes e Liu (2008), como não considera o tempo e os efeitos regionais não observados, a estimativa OLS tende a inclinar para cima o coeficiente da variável dependente defasada, dada sua correlação com o erro. De outro modo, Roodman (2006) evidencia que, embora a estimativa de efeitos fixos seja melhor que a OLS, este fato não elimina o viés do painel dinâmico, uma vez que permanece uma correlação negativa entre a variável dependente defasada e o termo de erro, inclinando o valor do coeficiente para baixo. Logo, o verdadeiro valor do coeficiente da variável dependente defasada deve estar entre os valores encontrados pelas estimações OLS e LSDV, que servem como um *limite* ou *intervalo*. Assim sendo, um coeficiente estimado para variável dependente defasada que esteja nesse intervalo fornece certa confiabilidade.

Como ponto de partida, a maneira mais simples de incorporar qualquer instrumento em uma regressão é utilizando o mínimo quadrado em dois estágios (2SLS), o que remete aos estimadores de variáveis instrumentais de Anderson e Hsiao (1982). Esse modelo foi estimado em primeira diferença utilizando instrumento para a variável dependente defasada. No entanto, como mostra a coluna 3 da tabela 2, esse modelo não obteve um coeficiente para a variável dependente defasada que esteja dentro do intervalo dos valores encontrados pelos modelos OLS e LSDV. Apenas os estimadores GMM (DIFF e SYS) obtiveram os resultados esperados.

Assim sendo, concentrando a análise nos estimadores GMM, pode-se obter indícios da existência de convergência de renda. Esses modelos foram estimados em dois passos (*two-step*) com a correção de Windmeijer (WC),¹² como recomendam Arellano e Bond (1991). Na ausência dessa correção, os erros-padrão podem apresentar viés para baixo. Conforme essa especificação *two-step robust*, a verificação da validade dos instrumentos é mais consistente através do teste de Hansen. Roodman (2006) lembra que a estatística de Sargan é um caso especial da estatística de Hansen sob hipótese de homoscedasticidade. Assim sendo, para a estimação de GMM robusto, o teste de Sargan é inconsistente. Portanto, levando em conta a estatística de Hansen apresentada na tabela 2, os instrumentos utilizados nos modelos GMM são válidos.

12. Para mais detalhes, ver Windmeijer (2005).

É imprescindível checar a validade de algumas condições de momento exigidas para que o estimador de GMM seja consistente. Para tanto, as estimações *difference* e *system* GMM, realizadas através do comando *xtabond2* do *software* STATA 12.1, apresentam os testes de autocorrelação serial Arellano e Bond (1991) de primeira e de segunda ordem dos erros para as regressões – AB (1) e AB (2). Em ambas, a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial foi aceita, o que indica uma boa especificação do modelo. Considerando os modelos (DIFF 4) e (SYS 5), a velocidade de convergência absoluta estimada está entre 1,6% e 1,7%, indicando que o tempo necessário para que se reduza à metade a distância (diferença de renda) entre os estados mais pobres e os mais ricos é em média quarenta anos.

É pertinente comparar esses achados com outros trabalhos que analisam a convergência absoluta entre os estados brasileiros. Utilizando-se do método *cross-section*, Ferreira (2000) encontrou uma velocidade de convergência de 1,02% no período 1970-1995. Na mesma direção, Ellery Júnior e Ferreira (1994) obtiveram em seus resultados uma velocidade de 1,32% entre 1970 e 1990. Por sua vez, Costa (2009) analisou a convergência de renda absoluta entre os estados brasileiros no período 1970-2005, fazendo uso do método GMM em primeira diferença. O autor encontrou resultados favoráveis convergência e uma velocidade estimada de 15%, concluindo que os estados podem estar muito próximos de seu *steady-state*.

Passa-se agora para o teste de convergência condicional entre os estados. Para testar essa hipótese, foi considerado um conjunto de variáveis explicativas (vetor X_t) como na equação (2). Conforme apontado anteriormente, a beta-convergência condicional prevê que as economias só convergem para um mesmo estado estacionário se possuírem características iniciais similares. É plausível que as regiões portem estruturas diferentes e, assim sendo, apresentem diferentes estados estacionários.

A tabela 3 apresenta os resultados para as estimações referentes ao modelo que aborda a beta-convergência condicional. Além de possibilitar a análise da convergência de renda entre os estados, essa abordagem torna possível identificar os fatores que influenciaram o crescimento econômico no período analisado.

Como no teste de convergência absoluta, o teste de convergência condicional inclui os resultados para os modelos OLS, LSDV, IV, *difference* e *system* GMM, a fim de visualizar as limitações existentes. Os mesmos problemas relatados sobre os modelos OLS e LSDV de convergência absoluta persistem na abordagem de convergência condicional. O teste de *Wooldridge* indica a presença de autocorrelação e o teste de *Wald* mostra a provável existência de heterocedasticidade para o conjunto de dados em painel. O papel fundamental desses modelos é fornecer um *limite* para o coeficiente da variável dependente defasada, como mencionado anteriormente.

Observando a tabela 3, pode-se constatar que apenas o modelo *difference* GMM obteve o coeficiente da variável dependente defasada no intervalo dos resultados do OLS e do LSDV. O coeficiente do modelo OLS foi de 0,97, o do LSDV foi de 0,73 e o do DIFF foi de 0,91. Sendo assim, essa é a estimação que fornece maior confiabilidade. Outro ponto importante a ser avaliado é a quantidade de instrumentos utilizados. As estimações foram limitadas em 2 *lags* para evitar a proliferação de instrumentos, o que tornaria os testes levianos. De acordo com Roodman (2006), uma regra pouco arbitrária, mas fundamental para uma boa estimação, é que o número de instrumentos não ultrapasse o número de indivíduos. O modelo DIFF utilizou menos instrumentos que o SYS e o número de instrumentos é igual ao número de estados.

Entretanto, de acordo com Bond, Hoeffler e Temple (2001), o estimador em primeira diferença pode não ser consistente quando a série de tempo é persistente. Na presente investigação, os resultados apontam para melhor desempenho do *difference* GMM, o que pode indicar que a série utilizada é pouco persistente. Tendo como foco os resultados obtidos pelo modelo DIFF (4), o teste de Hansen aceitou a hipótese nula de validade dos instrumentos a nível de 57%. Já o teste AB indica a ausência de autocorrelação de primeira e de segunda ordem nos resíduos, o que fornece indícios de consistência do modelo. Antes de mais nada, é importante salientar que se estimou o modelo com amostra sem o Distrito Federal. Como os resultados pouco se alteraram, optou-se pela análise da amostra com todos os estados mais o Distrito Federal.

TABELA 3
Estimações para testar a beta-convergência condicional

	Variável dependente: $\ln(\text{PIB})_{it}$				
	OLS (1)	LSDV (2)	IV (3)	DIFF (4)	SYS (5)
$\ln(\text{PIB})_{t-1}$	0,977*** (128)	0,733*** (19,92)	1,938*** (3,73)	0,917*** (7,59)	0,988*** (23,18)
$\ln(\text{DEN})$	-0,000 (-0,59)	-0,406*** (-4,49)	0,109 (0,21)	-0,213 (-0,86)	0,000 (0,07)
$\ln(\text{FPE})$	-0,002 (-1,12)	0,005 (-0,54)	-0,012 (-0,79)	-0,007*** (-2,58)	-0,001 (-0,25)
$\ln(\text{DC})$	-0,021*** (-2,69)	-0,132*** (-5,86)	0,038 (0,34)	-0,154*** (-2,84)	-0,035 (-1,31)
$\ln(\text{DK})$	0,011*** (2,86)	0,003 (0,50)	0,031 (1,65)	0,016 (1,19)	0,014** (2,27)
OCUP	0,001 (0,05)	0,304** (2,27)	-0,337 (-0,76)	0,274 (1,16)	-0,068 (-0,78)

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente: $\ln(\text{PIB})_{i,t}$				
	OLS (1)	LSDV (2)	IV (3)	DIFF (4)	SYS (5)
EDUC	-0,018 (-0,56)	0,036 (0,48)	-0,175 (4,26)	0,021 (0,15)	-0,073 (-0,52)
TFEC	-0,010 (-1,39)	-0,115*** (-5,08)	0,042 (0,33)	-0,107* (-1,92)	-0,011 (-0,67)
TMIG	0,021 (1,49)	-0,034 (-0,33)	-0,076 (-0,29)	-0,123 (-0,80)	0,016 (0,52)
Constante	0,204*** (4,63)	2,79*** (7,27)	0,004 (0,33)	- -	- -
R ²	0,99	0,98	-	-	-
λ	0,77%	10,35%	-	2,88%	0,40%
Meia-vida	90	6,7	-	24	173
Obs.	297	297	243	270	297
Instrumentos	-	-	-	27	37
Teste F	9456 [0,00]	1178 [0,00]	4,37 [0,00]	3291 [0,00]	12,52 [0,00]
Hansen	-	-	212,2 [0,23]	4,81 [0,57]	5,70 [0,98]
AB(1)	-	-	-3,06 [0,00]	0,69 [0,491]	0,62 [0,53]
AB(2)	-	-	1,16 [0,24]	-1,12 [0,26]	-1,22 [0,22]

Elaboração dos autores.

Notas: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

Obs.: Estatística t entre parênteses. P-valor entre colchetes. O teste de *Wooldridge* para o modelo OLS: $F(1, 26) = 79,02, p < 0,00$. O teste de *Wald* para o modelo LSDV: $\chi^2(26) = 6524, p < 0,00$. As estimações GMM – colunas (4) e (5) – foram realizadas em *two-step robust*, limitadas em 2 lags para evitar a proliferação de instrumentos.

Concentrando a análise sobre os resultados obtidos através do modelo DIFF GMM, passa-se agora a avaliação da hipótese de convergência. O coeficiente obtidos para a variável renda *per capita* inicial ($\ln \text{PIB}_{i,t-1}$) foi significativo a menos de 1% e é menor que a unidade. O valor estimado foi 0,917, o que implica uma velocidade de convergência de 2,8%. É importante destacar que esses resultados são um pouco maiores do que os encontrados por Barro e Sala-i-Martin (1991; 1995), que foram em torno de 2% para as regiões europeias e os estados norte-americanos. Esse fato pode corroborar a teoria de que regiões mais pobres crescem a uma velocidade maior que regiões mais ricas.

A velocidade de convergência pode ser melhor examinada quando considerada a *meia-vida*. Como comentado anteriormente, o conceito de *meia-vida* corresponde ao tempo necessário para que seja reduzida à metade a distância entre as economias

mais pobres e as mais ricas. Os valores calculados remetem ao tempo de 24 anos. Pode-se inferir a partir disto que a inclusão das variáveis que representam a estrutura econômica e social dos estados causaram uma redução na *meia-vida* com um aumento na velocidade de convergência.

Em um âmbito comparativo, é interessante destacar os resultados encontrados em alguns testes empíricos feitos para o Brasil, mesmo que tenham sido utilizadas diferentes metodologias. Ferreira e Ellery Júnior (1996) buscaram verificar a existência convergência de renda nos estados no período 1970-1990, utilizando a participação de cada estado na arrecadação total de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Os resultados apontam para uma velocidade de convergência de 1,3%. Azzoni (2001) analisa a evolução da desigualdade regional em vinte estados brasileiros no período 1939-1995. O autor encontra uma velocidade de convergência absoluta de 0,68%, e no caso da convergência condicional de 1,29%.

É pertinente citar alguns estudos realizados para outros países utilizando metodologia semelhante à deste estudo. Ding, Haynes e Liu (2008) e Chu (2012) analisam a convergência e o crescimento das províncias chinesas no período 1986-2007. Os testes realizados pelos autores mostram que regiões com níveis mais baixos de PIB *per capita* inicial tendem a crescer a taxas mais rápidas do que aquelas com níveis mais elevados de PIB *per capita* inicial. A velocidade de convergência encontrada foi menor, em torno de 1,3%, e o valor de *meia-vida* estimado foi de 53 anos. Cabral e Mollick (2012) analisam a convergência de renda entre os 32 estados do México no período 1993-2006 e encontram velocidades de convergência entre 8% e 12%. Esses autores encontram impacto positivo do comércio, das entradas de capital e das migrações internacionais sobre o crescimento da renda *per capita*.

Aborda-se agora o efeito das variáveis explicativas sobre o crescimento econômico dos estados, começando pelas que obtiveram significância estatística. Como esperado no contexto brasileiro, as despesas correntes ($LnDC$)¹³ exercem impacto negativo sobre o crescimento da renda *per capita*, conforme enfatizam Rocha e Giuberti (2005).¹⁴ No entanto, a magnitude do coeficiente surpreende. Os resultados empíricos sugerem que essa variável influencia negativamente o crescimento em 0,15%, o que pode confirmar a visão improdutiva desse gasto público. Segundo dados de 2014, essas despesas representaram 3,9% do PIB (Brasil, 2016).

Quanto ao FPE, embora o coeficiente estimado seja de pequena magnitude, essa variável apresenta influência negativa sobre a renda *per capita*. Ribeiro (2010) analisa o crescimento econômico dos municípios brasileiros e encontra resultado

13. A literatura empírica internacional sugere que os gastos correntes afetam distintamente o crescimento econômico dos países, existindo visões divergentes a esse respeito.

14. Esses autores encontram evidências empíricas de que as despesas correntes são produtivas até um limite de 61% da despesa orçamentária.

semelhante para essa variável. Este resultado pode estar atrelado ao efeito *flypaper*, que representa o fato das transferências intergovernamentais ocasionarem uma expansão nos gastos públicos locais ao invés de serem redistribuídas entre os contribuintes por meio da diminuição de impostos. Sendo assim, essa expansão nos gastos se daria de forma ineficiente ou improdutiva, afetando negativamente o crescimento econômico.

A taxa de fecundidade (*TFEC*) exerce um impacto negativo sobre a renda. De acordo com Brito (2008), devido às disparidades regionais e às correspondentes diferenças nas taxas de fecundidade total no país, a população mais pobre é a que mais tem crescido, trazendo consequências sobre as mudanças na estrutura etária. Tendo em vista o ritmo diferenciado de crescimento dos diversos grupos sociais, o autor argumenta que há uma maior probabilidade de que os nascidos na primeira metade desse século sejam os menos favorecidos.

Por sua vez, segundo dados recentes, a fecundidade está abaixo do nível que reposição populacional no país. A taxa de fecundidade média no Brasil já se assemelha à de países desenvolvidos e está abaixo dos Estados Unidos (1,86) e da França (1,99).¹⁵ No período sob análise, a taxa passou de 2,32, em 2001, para 1,79, em 2014.

De acordo com Soares (2008), a redução da fecundidade traz à região a oportunidade de acelerar o crescimento e investir mais na infância. O Brasil já vive o *bônus* demográfico no acesso à escola, pois a cada geração o número de crianças a serem atendidas é menor, o que favorece a maior disponibilidade de recursos para cada aluno. Esse período também deveria ser aproveitado para aceleração do crescimento, já que a população em idade ativa (PIA) é significativamente maior que a inativa, o que pode contribuir para produtividade. No tocante ao período de análise, em 2001, a população economicamente ativa (PEA) representava cerca de 46% da população, passando para quase 50%, em 2014. Quanto à PIA, em 2001, ela representava 80% da população do país, passando para aproximadamente 87%, em 2014.¹⁶ Nesse sentido, Alves e Bruno (2006) salienta que a janela de oportunidade demográfica deveria ter possibilitado um desenvolvimento econômico intensivo e uma melhora na qualidade de vida da população. No entanto, isso só aconteceria de fato se ocorresse em paralelo com a geração de emprego, caso contrário poderia render um ônus ao invés de *bônus* demográfico.

Aborda-se a partir de agora as variáveis que não obtiveram significância. Os resultados fornecem evidências empíricas de que as despesas de capital não influenciam o crescimento econômico. Era esperado uma influência positiva, já que nestas despesas estão inseridos os gastos com infraestrutura, transporte e comunicação. Como

15. Dados de 2015 do Banco Mundial.

16. A PEA é composta pela soma da população ocupada e da população desocupada. Já a PIA compreende a população economicamente ativa e a população não economicamente ativa.

demonstra os resultados de Rocha e Giuberti (2005) para o período 1986-2003, os gastos de capital aparecem como produtivos para os estados brasileiros, estimulando o crescimento econômico. Todavia, os resultados divergentes podem ser devido aos diferentes períodos de análise. Cabe mencionar que em 2014 essas despesas representaram 1,4% do PIB.

A parcela da população ocupada (*OCUP*), que representa o fator trabalho, não apresentou significância estatística. Era esperada uma correlação positiva dessa variável com a renda *per capita*. No entanto, uma possível explicação pode se amparar ao fato dessa variável ter mantido certa linearidade no período em análise, ou seja, não ter apresentados mudanças significativas. Assim sendo, seu efeito pode não ser capturado na regressão.

A *proxy* para capital humano, parcela dos trabalhadores formais com ensino médio e/ou superior, também não apresentou impacto sobre a renda. Esse resultado pode estar indicando algum problema na trajetória recente do ensino no Brasil, de modo particular, o superior. Nos últimos anos, as políticas públicas se voltaram à expansão do acesso ao ensino superior. No entanto, é questionável se essa expansão foi acompanhada de uma qualidade cautelar. Nesse ponto, é pertinente destacar o resultado do último Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (em inglês *Programme for International Student Assessment – Pisa*).¹⁷ Esse indicador avalia o desempenho de estudantes na faixa etária dos 15 anos de idade nas áreas de matemática, leitura e ciências. Entre os setenta países analisados, o Brasil obteve as seguintes colocações: 63ª posição em ciências, 59ª em leitura e 66ª em matemática. Este resultado mostra de forma clara a situação caótica da educação brasileira. Como salienta Romer (1990), a educação é um importante fator de produção, já que deve remeter a melhor qualidade e produtividade no trabalho.

Relacionando o aspecto demográfico e a educação, é irrelevante ter um alto nível de população em idade ativa, mas com uma qualificação e uma produtividade limitadas. Turra e Queiroz (2005) argumentam que o país pode ter negligenciado a oportunidade do bônus demográfico, uma vez que não houve alteração no contexto deficiente do sistema educacional. Um grande investimento em educação aliado a um controle eficaz de resultados é imprescindível para aproveitamento da oportunidade demográfica e consequente fomento do crescimento econômico.

Outra variável que não apresentou relevância na renda foi a taxa de migração (*TMIG*). Conforme os estudos de McCann (2001), o impacto da migração líquida no processo de convergência e de crescimento econômico dependerá das diferenças inter-regionais de intensidade de capital, dos níveis de qualificação dos migrantes, de sua influência na formação bruta de capital fixo, da composição do

17. Dados do Pisa da OCDE.

produto e das tecnologias associadas e ainda, o quanto afeta a mudança tecnológica. Seguindo essas suposições, existe a possibilidade de estarem migrando mão de obra qualificada e não qualificada de modo que o efeito líquido final seja nulo. A variável densidade demográfica ($LnDENS$) também não apresentou significância estatística. Possivelmente uma análise em nível municipal poderia ser mais adequada para obter uma melhor avaliação do efeito migratório.

Por fim, é importante fazer outras considerações. Como a presente investigação consiste em um teste para a hipótese de convergência de renda e na escolha do método de estimação mais adequado, os resultados não devem ser vistos como definitivos, mas como estímulo a novos estudos sobre o tema. Apesar da especificação GMM indicar uma análise mais robusta, Roodman (2006) destaca que essa metodologia deve ser utilizada em caso de painéis com T (período) pequeno e N (indivíduos) grande sob pena de se obterem resultados pouco consistentes. Não se define de modo preciso o que seria um número grande de indivíduos, mas, no caso desta pesquisa, os 27 indivíduos (26 estados e o Distrito Federal) sob análise podem ser passíveis de crítica. Não obstante, é pertinente ressaltar que outros trabalhos utilizam o mesmo método com um número reduzido de indivíduos, como Ding, Haynes e Liu (2008), Chu (2012), Cabral e Mollick (2012). Isso corrobora a relevância do método e a possibilidade de se encontrarem resultados mais consistentes acerca do crescimento econômico e da convergência de renda.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Utilizando a metodologia clássica de convergência de renda, proposta por Barro e Sala-i-Martin (2004) com adaptações de Islam (1995), buscou-se analisar qual o patamar recente desse processo no contexto estadual brasileiro, mas trazendo uma visão dinâmica. Foram abordados os conceitos básicos de convergência utilizados na literatura, de modo particular, a sigma-convergência e a beta-convergência. Vale destacar a redução da desigualdade entre os estados brasileiros no período analisado (2001-2014), o que ficou evidente a partir da análise dos índices de Gini e Theil. Corroborando esse fato, o coeficiente de variação seguiu tendência de queda no período, mesmo com a inclusão do Distrito Federal. Juntos, esses resultados empíricos indicam a presença de sigma-convergência, ou seja, redução na dispersão da renda entre os estados no período analisado.

Todos os modelos abordados indicaram a existência de beta-convergência em suas duas versões, condicional e absoluta. Ademais, a velocidade de convergência aumenta ao se controlar por fatores específicos de cada estado, o que confirma a importância da inclusão de variáveis explicativas na análise. Esse indicativo pode corroborar a existência de vários estados estacionários na dinâmica do produto, o que aparenta ser plausível em relação a diversidade regional. Através de testes,

foi escolhido o modelo de painel dinâmico *difference* GMM, por aparentar maior consistência. No entanto, os resultados devem ser analisados com cautela dado o reduzido número de indivíduos para o painel (26 estados e o Distrito Federal). Na comparação dos dois modelos, a velocidade de convergência do PIB *per capita* passou de aproximadamente 1,7% na versão absoluta para 2,8% na versão condicional.

Ademais, os resultados obtidos confirmam a relação negativa entre crescimento econômico e fecundidade. Tendo em vista a diversidade e a desigualdade regional, essa situação pode indicar que as maiores taxas de fertilidade ainda estejam ocorrendo entre as populações mais pobres dos estados. Neste sentido, um ponto que deve ser cuidadosamente analisado pelos formuladores de políticas é transição demográfica e seus efeitos sociais e econômicos. Como dito anteriormente, ela pode tanto ser um *bônus*, criando possibilidades que fomentem o crescimento e o bem-estar social da população, como pode se transformar em *ônus* demográfico, agravando as desigualdades econômica e social.

Foram obtidas evidências empíricas que suportam a ausência de impacto das despesas de capital, da população ocupada, da densidade demográfica, do capital humano e da migração sobre o PIB *per capita*. Quanto as despesas do governo (corrente e capital), apesar de existirem visões divergentes acerca do impacto que causam sobre o crescimento econômico, principalmente na literatura internacional, os resultados aqui encontrados confirmam a ineficácia nessa esfera. Enquanto o gasto com pessoal e encargos é exacerbado (3,9% do PIB em 2014), o investimento em infraestrutura, saúde e educação é baixo (1,4% do PIB em 2014). As despesas correntes apresentam impacto negativo e elevado sobre o crescimento, cerca de 0,15%, e as despesas de capital não foram capazes de impactar na renda. Esses resultados podem ser devidos ao patamar desses gastos, ou seja, as despesas correntes podem ser benéficas até certo nível. Ultrapassando esse limite, elas passam a afetar negativamente o crescimento. Além do mais, foram obtidas evidências que suportam a relação negativa do FPE com o crescimento do PIB *per capita*, o que corrobora a ineficiência dos gastos públicos e a possível existência de um efeito *flypaper*.

Os resultados desta pesquisa podem ser importantes no contexto das políticas públicas, à medida que fornecem informações relevantes sobre o papel do governo no crescimento econômico. Destacam-se aqui as variáveis que representam os gastos e investimentos do governo – FPE, despesas correntes e de capital. Como já discutido pelas literaturas nacional e internacional, a gestão eficiente e eficaz desses fatores pode culminar em maiores taxas de crescimento econômico. É preciso estar clara a visão de que a política fiscal é um instrumento relevante na mão do poder público, pois, através dela pode-se ampliar ou reduzir o bem-estar da população.

Por fim, vale destacar que as principais contribuições da presente pesquisa são: a provisão de evidências empíricas em favor da convergência de renda para um período recente, a comparação dos vários métodos de estimação e a ênfase dada a alguns aspectos demográficos. Sugere-se que mais estudos sobre o tema sejam implementados, de modo particular, utilizando-se diferentes níveis geográficos.

REFERÊNCIAS

- ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead, and falling behind. **Journal of Economic History**, v. 46, p. 385-406, 1986.
- ALVES, J. E. D.; BRUNO, M. A. P. População e crescimento econômico de longo prazo no Brasil: como aproveitar a janela de oportunidade demográfica? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., **Anais...** Caxambu: Abep, 2006.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 18, p. 47-82, 1982.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ÁVILA, R. P.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. O crescimento das regiões brasileiras e seus componentes estocásticos não observados: convergência e formação de clubes no período 1985-2008. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., **Anais...** Florianópolis: Anpec, 2015.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB (1939-1995). **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 3, 1997.
- _____. 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.* Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Brasília: Ipea, 2000. p. 299-343.
- BARRETO, R. C. S. ALMEIDA, E. A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB *per capita* no Ceará. *In*: CARVALHO, E. B. S. (Org.). **Economia do Ceará em debate 2008**. Fortaleza: Ipece, 2009.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brooking Papers on Economic Activity**, n. 1, p. 107-182, 1991.

_____. Convergence. **The Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, Apr. 1992.

_____. **Economic growth**. 2nd ed. New York: McGraw Hill, 1995.

_____. **Economic growth**. London: MIT Press, 2004.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1.072-1.085, Dec. 1986.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data methods. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. **GMM Estimation of Empirical Growth Models**. University of Oxford; Institute for Fiscal Studies, 2001.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Relatório de análise econômica dos gastos públicos federais evolução dos gastos públicos federais no Brasil: uma análise para o período 2006-15**. Brasília: MF, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/2KxiGo5>>.

BRITO, F. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, n. 1, p. 5-26, jun. 2008.

CABRAL, R.; MOLLICK, A. V. Mexico's regional output convergence after Nafta: a dynamic panel data analysis. **The Annals of Regional Science**, v. 48, n. 3, p. 877-895, 2012.

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

CHU, Z. Logistics and economic growth: a panel data approach. **The Annals of Regional Science**, v. 49, p. 87-102, 2012.

COSTA, L. M. **Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970-2005**. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2009.

DASSOW, C.; COSTA, R. M. G. Crescimento econômico municipal em Mato Grosso: uma análise de convergência de renda. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 4, p. 359-372, out.-dez. 2011.

DE LONG, J. B. Productivity growth, convergence and welfare: comment. **The American Economic Review**, 1988.

DING, L.; HAYNES, K.; LIU, Y. Telecommunications infrastructure and regional income convergence in China: panel data approaches. **The Annals of Regional Science**, v. 42, n. 1, p. 843-861, 2008.

ELLERY JÚNIOR, R.; FERREIRA, P. C. Crescimento econômico e convergência entre as rendas dos estados brasileiros. *In.*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 16., **Anais...** Florianópolis: SBE, 1994.

FANTINEL, V. D. Convergência de renda entre os municípios gaúchos: uma análise markoviana – 2001-2010. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 44, n. 1, p. 9-16, 2016.

FERREIRA, A. H. B. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects, **Applied Economics**, v. 32, p. 479-489, 2000.

FERREIRA, P. C. ELLERY JÚNIOR, R. Convergência Entre a Renda *per capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, Nashville, Tennessee, v. 30, n. 4, p. 2.129-2.132, 1992.

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

GERSCHENKRON, A. Economic backwardness in historical perspective. *In.*: HOSELITZ, B. (Ed.) **The progress of underdeveloped countries**. University of Chicago Press, 1952.

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

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, 1988.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, 1992.

MCCANN, P. **Urban and regional economics**. Oxford Publishing, 2001.

MENEZES, T.; AZZONI, C. **Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel**. São Paulo: Nemesis, 1999.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). **Relatório do Desenvolvimento Humano 2015**. Disponível em: <<https://bit.ly/2gEKNcv>>. Acesso em: 10 ago. 2015.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Mulher e maternidade no mercado de trabalho: diferenças de comportamento entre mulheres que tem e mulheres que não têm filhos. *In.*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004.

PINTO COELHO, R. L. **Dois ensaios sobre a desigualdade de renda dos municípios brasileiros**. Dissertação (Mestrado) – Cedeplar, UFMG, Belo Horizonte, 2006.

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, North-Holland, v. 37, n. 2-3, p. 426-434, abr. 1993.

RIBEIRO, E. C. B. A. **Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Minas Gerais, 2010.

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.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., **Anais...** Natal, 2005.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, 1990.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: an introduction to “difference” and “system” GMM in Stata, **Center for Global Development working paper**, n. 103, Dec. 2006.

SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. **European Economic Review**, v. 40, n. 15, p. 1.325-1.352, 1996.

SOARES, S. S. D. **O bônus demográfico relativo e absoluto no acesso à escola**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n.1340).

SOLOW, R. A Contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 98, 1956.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. **The Economic Record**, v. 32, p. 334-361, 1956.

TURRA, C.; QUEIROZ, B. **Before it's too late**: demographic transition, labor supply, and social security problems in Brazil. United Nations expert group meeting on social and economic implications of changing population age structures. Mexico City, Population Division, 31 Aug./2 Sep., 2005.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.

WOOLDRIDGE J. **Econometric analysis of cross section and panel data**, 2nd edition. Cambridge: MIT Press, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARRO, R. J. Economic growth in a cross-section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-444, 1991.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: An empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 417-458, 1993.

OCDE – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT; PROGRAMME FOR INTERNATIONAL STUDENT ASSESSMENT (PISA). Available at: <<http://www.oecd.org/pisa/>>. Acesso em: 15 maio 2017.

SILVA, C. R. F.; FIGUEIREDO, E. A. Convergência de renda *per capita* entre os municípios nordestinos: uma análise robusta. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 28, n. 53, p. 181-195, mar. 2010.

STN – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Finanças estaduais e municipais**. Disponível em: <<https://is.gd/OO7VIQ>>. Acesso em: 12 ago. 2016.

WORLD BANK. **Fertility rate**. Disponível em: <<https://bit.ly/2myLVLZ>>. Acesso em: 18 maio 2017.

Data da submissão: 29/1/2017

Primeira decisão editorial em: 13/6/2017

Última versão recebida em: 15/8/2017

Aprovação final em: 28/8/2017