

Um século das desigualdades regionais no Brasil^a

A Century of Regional Inequalities in Brazil

João Carlos Ramos Magalhães^b 

Pesquisador, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, Brasil

Pedro Jorge Holanda Alves^c 

Pesquisador bolsista, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, Brasil

Resumo: Este artigo apresenta cálculos de coeficientes de dispersão do PIB *per capita* entre os municípios brasileiros, para cada ano no período de 1920 a 2016, e entre os estados da federação, no período de 1939 a 2017. A utilização de metodologia não paramétrica revela variações de curto prazo nas trajetórias das desigualdades regionais, e uma relação em forma de U invertido entre as desigualdades regionais e o nível de PIB *per capita*, conhecida como curva de Williamson (1965). A decomposição dos coeficientes de *Gini* mostram intensa movimentação nas posições relativas de riqueza entre os municípios brasileiros, de 1920 a 1970. Análises por macrorregiões revelam a reversão do padrão de convergência para a divergência, no Sudeste, em 1996.

Palavras-chave: Desigualdades regionais. Desenvolvimento econômico. Dinâmica regional.

Abstract: This paper presents coefficients of dispersion, calculated amongst Brazilian's municipalities *per capita* GDP, for each year from 1920 to 2016, and between its states, from 1939 to 2017. The use of non-parametric methodologies reveals short-term variations in the evolution of regional inequalities, and a U-shaped relationship between regional inequalities and the level of *per capita* GDP, known as the Williamson's Curve (1965). The decomposition of changes in interregional inequalities coefficients shows intense rank turbulence and leapfrogging over richer municipalities, from 1920 to 1970. Separated analyses for each Brazilian's macro-regions reveal a reversal in the Southeast dynamics in 1996, from convergence to divergence.

Keywords: Regional inequalities. Economic development. Regional dynamics.

JEL: R11. C14. O47.

Editora responsável: Andreza Palma

^a Submissão: 17/11/2020 | Aprovação: 26/12/2021 | DOI: 10.22456/2176-5456.109178

^b joao.magalhaes@ipea.gov.br

^c pedro.alves@ipea.gov.br

Ambos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

1. Introdução

A compreensão dos padrões e determinantes das desigualdades tem sido um dos principais focos da ciência econômica no Brasil. Análises empíricas sobre as desigualdades regionais têm revelado, no entanto, trajetórias e padrões que dependem dos métodos utilizados, e dos recortes no tempo e nas escalas territoriais. Diversos trabalhos, publicados a partir da década de 90, estimam coeficientes lineares, por regressões paramétricas, para testar a ocorrência da previsão neoclássica de convergência de longo prazo da renda *per capita*, entre regiões do país. Também foram realizados trabalhos, por métodos não paramétricos, que investigam processos ergóticos de formação de clubes de estados, microrregiões ou municípios. Estas metodologias não consideram a possibilidade de mudança, ou alternância, dos processos de convergência e divergência no longo prazo.

Williamson (1965) revela relações de longo prazo, em forma de U invertido, entre as desigualdades regionais e o nível do PIB *per capita* em vários países desenvolvidos, e apresenta fatores que estimulam inícios regionalmente concentrados da industrialização. Sua tese defende que a duração da divergência regional depende de características estruturais do país, como da distribuição populacional e do tamanho do território, e que estes fatores se modificam com o desenvolvimento nacional e, a partir de um nível incerto do PIB *per capita*, passam a estimular uma distribuição das atividades econômicas no país. Kemeny e Storper (2020) defendem que as dinâmicas das desigualdades regionais descrevem ondas de longo prazo de divergência e convergência, provocadas por grandes revoluções tecnológicas.

Para obtermos descrições robustas das trajetórias das desigualdades regionais no Brasil, calculamos estatísticas não paramétricas, que permitem identificar mudanças bruscas, no curto prazo, e tendências não lineares no longo prazo. Estes cálculos são realizados para diversas escalas regionais e para cada ano do período de 1920 à 2016. São calculados os coeficientes de *Gini*, de *Theil*, de variação, e de variação do log médio entre os PIB *per capita* municipais e entre os estados da federação.

Para calcular coeficientes comparáveis no tempo, diante o processo de desmembramento municipal, que elevou de 1304 municípios, existentes em 1920, para 5.569 municípios em 2016, agrupamos os municípios que se desmembraram em unidades imutáveis no tempo, chamadas de Áreas Mínimas Comparáveis -

AMC. Quanto mais ao passado for à análise, menor será o número de AMC resultantes e maior as escalas territoriais. Para observar se os resultados dependem das escalas, calculamos o *Gini* entre os estados da federação, e entre AMC, em três períodos: de 1920 a 2016, 1970 a 2016 e 2002 a 2016. O *Gini* entre as AMC1920-2016 também foi calculado para cada uma das cinco macrorregiões do Brasil e decomposto em efeitos de ultrapassagem e de progressividade.

A segunda seção deste artigo apresenta breve resenha dos métodos e resultados da literatura empírica sobre a dinâmica das desigualdades regionais brasileiras, e descreve as teses de Williamson (1965) e de Kemeny e Storper (2020). A metodologia estatística utilizada no trabalho é apresentada na terceira seção, e a quarta seção descreve as fontes da base de dados e a metodologia de compatibilização dos municípios em AMC. Optamos por apresentar os resultados dos cálculos da desigualdade, na quinta seção, em gráficos, que oferecem leitura mais intuitivas. A última seção do artigo apresenta suas conclusões.

2. Dinâmicas da desigualdade regional

A teoria neoclássica sobre os motores do crescimento econômico inicia-se fundamentalmente com os trabalhos de Solow (1956) e Swan (1956). Destacam-se entre as principais previsões desse modelo, que decorre da suposição de retornos marginais decrescentes do capital¹, o processo de convergência da renda *per capita* para uma taxa de crescimento de longo prazo equivalente a um progresso tecnológico exógeno, e a consequente convergência da renda *per capita* entre países ricos e pobres, que é acelerada por altíssimos fluxos de capitais dos países ricos para os pobres, em busca de retornos mais altos do capital.

Esta teoria proveu a base formal para o desenvolvimento, por Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1991; 1992; 1995) de metodologia econométrica que testa a hipótese da convergência da renda *per capita* entre economias, por meio de regressões lineares entre suas taxas de crescimento e seus níveis iniciais de renda. A obtenção de um coeficiente α negativo e estatisticamente robusto, conhecido como “ α convergência”, confirma a redução da dispersão da renda entre economias. Ferreira e Diniz (1995) e Azzoni (2001) confirmam uma “ α convergência” da renda

¹ Para corrigir a eventual conclusão da taxa de crescimento *per capita* prevista pelo modelo, incorpora-se um termo exógeno que representa um progresso tecnológico contínuo, para o qual convergirá a taxa de crescimento econômico de longo prazo.

per capita entre os estados da federação brasileira para os períodos de 1970 a 1985, e 1939 a 1996, respectivamente, enquanto Lima, Notini e Gomes (2010) a rejeitam para o período mais amplo de 1947 a 2006. Um “ β ” negativo revela a ocorrência de convergência, em que economias mais pobres crescem a taxas mais elevadas. Caso o “ β ” seja positivo, que revelaria divergência, mas tenha seu sinal alterado pela inserção de variáveis condicionantes do crescimento, o resultado será chamado de β convergência condicional. Esta terceira hipótese foi confirmada por Silveira Neto (2001), para 1985 a 1997, Silveira Neto e Azzoni (2006), para 1985 a 2001, e Resende e Figueiredo (2010), para 1960 a 2000, entre estados da federação. A confirmação desta hipótese não implica, necessariamente, na previsão de redução significativa das desigualdades regionais no longo prazo: Azzoni *et al.* (2004) confirmam um processo de convergência condicional, no período de 1981 a 1996, com meia vida inferior a um ano, o que revela que os estados já estão próximos de suas trajetórias de equilíbrio de longo prazo, e que as diferenças de renda existentes entre eles no ano de 1996 se manterão estáveis, caso os condicionantes do crescimento de cada estado não se alterem².

As regressões à la Barro e Sala-i-Martin (1991) recebem diversas críticas. Quah (1993a) e Friedman (1992) criticam a estimação de um único coeficiente (β) entre a taxa de crescimento e a renda inicial para todas as economias e mostram que a obtenção de um β negativo pode não significar convergência da renda, mas um sintoma de regressão à média, fenômeno reconhecido como falácia de Galton (ISLAM, 2003). Por meio da utilização de uma versão dinâmica da falácia de Galton, Quah (1993a) obtém coeficientes com sinais arbitrários consistentes com distribuições em corte transversal imutáveis de renda. Já com uma análise de dados de 118 países, no período de 1962 a 1985, Quah (1993b) revela que não se pode aceitar a suposição de movimentos permanentes na renda com tendências suaves no tempo, ou pouco afetadas por choques correntes³.

² Ver também Ferreira (2000), Chaves (2003), Santos e Carvalho (2007), Abitante (2007), Trompieri Neto, Castelar e Linhares (2008), Veloso, Villela e Giambiagi (2008), Costa (2009), Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010). A hipótese de convergência condicional da renda *per capita* também foi confirmada entre microrregiões, por Vergolino, Nunes Neto e Barros (2004) e Cravo e Resende (2010), e entre municípios, por De Vreyer e Spielvogel (2005), e Kroth e Dias (2006).

³ Enquanto a tendência de crescimento de 78% dos 118 países analisados por Quah (1993b), entre 1962 e 1973, foi maior que entre 1974 e 1985; a variabilidade da renda de 72% destes países aumentou significativamente no tempo.

Para investigar, sem restrições paramétricas, a ocorrência de processos mais complexos e dinâmicos de convergência, ou divergência, entre economias, Quah (1993b; 1996) modela a dinâmica das distribuições relativas de renda *per capita* como um processo de Markov, por meio do cálculo de matrizes de mobilidade. Ao aplicarem esta metodologia para o período de 1970 a 2000, Magalhães e Miranda (2009) encontram um processo ergódico de convergência para dois clubes de municípios, em que a renda *per capita* média do clube dos municípios ricos, formado majoritariamente por municípios das regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, tenderá a ser duas a três superior à dos pobres, formado majoritariamente por municípios do Norte e Nordeste. Ferreira (1998) e Penna e Linhares (2013) também encontram uma polarização do PIB *per capita* em dois clubes de estados para 1970 a 1995, e 1970 a 2008, respectivamente, e Mossi *et al.* (2003), com dados de renda *per capita*, para o período de 1939 a 1998. Já Pontual e Pôrto Júnior (2000), ao trabalharem com uma série de dados mais curta, de 1985 a 1998, revelam um processo mais igualitário, em que os estados da federação se agrupam em três clubes de estados, em que 52% destes se concentram no clube de renda média; enquanto Magalhães *et al.* (2013) revelam mudanças nas dinâmicas entre períodos intercensitários: enquanto a trajetória de 1970 a 1991 forma clubes, a distribuição ergódica do período seguinte, de 1991 a 2000, sugere tendência ao deslocamento para classes intermediárias de renda, tendência essa que se fortalece no decênio de 2000 a 2010⁴.

2.1 Da divergência à convergência

Os métodos apresentados na subseção anterior, que buscam tendências ergódicas de redução, ou aumento, das desigualdades regionais podem ser ineficazes em analisar longas séries de tempo. Análises empíricas para longas séries de tempo em nações desenvolvidas detectaram uma relação que se aproxima à uma curva de U-invertido entre as desigualdades regionais e o nível do PIB *per capita*, que se adequa as previsões de Williamson (1965): Kim (1998), para dados dos EUA, no período de 1840 a 1987; Tirado, Diéz-Minguela e Martinez-Galarraga (2016) para dados da Espanha, de 1860 a 2010, em que o pico da desigualdade

⁴ Ver também Gondim, Barreto e Carvalho (2007), Laurini e Andrade (2003).

ocorre em 1930 e a queda da desigualdade cessa nos anos 80; e Barrios e Strobl (2005) para os países da União Europeia no período entre 1975 e 2000.

Após calcular índices de dispersão do PIB *per capita* regional de vários países, Williamson (1965) desenvolve a tese de que as desigualdades regionais seguem uma relação não linear, em que aumentam nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico moderno, mesmo mantendo-se a suposição de retornos marginais decrescentes do capital, para, a partir do alcance de um nível do PIB *per capita* nacional, passarem a cair. Esta subsecção sumariza os fatores que estimulam essa relação, que descreve uma forma de “U” invertido entre desigualdade regional e o nível do PIB *per capita*. Esta curva tem o padrão similar à curva de Kuznets (1955), que trata, no entanto, da distribuição da renda entre pessoas.

O início do processo de industrialização e de aceleração do crescimento econômico nacional ocorre de forma territorialmente heterogênea. Neste estágio do desenvolvimento, altos custos migratórios em relação à renda *per capita* estimulam um processo de seleção adversa, em que a maioria dos migrantes sejam jovens, empreendedores, mais qualificados e habilidosos, que saem das regiões mais estagnadas para a região mais dinâmica do país. Este fluxo de capital humano eleva o diferencial de produtividade entre as regiões, que segue as hipóteses teóricas dos efeitos de causação cumulativa de Myrdal (1957) e de polarização de Hirschman (1958), foi confirmado por vários trabalhos empíricos, como Eckaus (1961) e Dzielowski (1962).

A existência de poucas ligações inter-regionais de transporte também dificulta transbordamentos tecnológicos, sociais e de multiplicadores da renda para as regiões atrasadas⁵. A região em que se inicia o processo de industrialização absorve capitais das regiões estagnadas, que buscam os benefícios gerados pela aglomeração de projetos. Mesmo se supormos produtividade marginal decrescente do capital, altos prêmios de risco, decorrentes de um mercado de capital imaturo, desestimulam o fluxo do capital para regiões com baixos estoques de capital⁶. Políticas federais de desenvolvimento nacional também tendem a se concentrar nas regiões de maior

⁵ Hirschman (1958) e Friedman (1959) mostram que quanto maior, e mais produtiva, for a área agriculturável da região dinâmica, mais isoladas ficarão as regiões atrasadas.

⁶ Lasuen (1962) mostra como o desenvolvimento imaturo das instituições financeiras gerava fluxos perversos de capital na Espanha. Evidências de fluxos inter-regionais perversos de capital privado também eram observadas em várias nações subdesenvolvidas da Europa naquele período, e em países como o Paquistão e Indonésia.

crescimento industrial, ao responderem a demandas mais urgentes de investimentos públicos intensivos em capital, e implementarem políticas tarifárias de proteção à indústria nacional.

Das Kumar e Barua (1996) mostram que as desigualdades regionais aumentaram na Índia entre 1970 e 1992, e que políticas de crescimento nacional, industriais e comerciais, foram implementadas sem preocupações sobre impactos regionais adversos. Tafenau e Paas (2010) mostram que, enquanto a desigualdade regional e o crescimento econômico se correlacionaram negativamente nos países já desenvolvidos da Europa ocidental, no bloco dos países menos desenvolvidos da Europa Oriental, ela foi geralmente mais alta nos períodos e países que apresentaram maior crescimento econômico. Estas dinâmicas podem se ajustar à tese Williamson (1965) se admitirmos que a Índia, e os países menos desenvolvidos do leste europeu se encontram, nos períodos analisados, no início de seus processos de desenvolvimento industrial.

Williamson (1965) defende que os fatores que estimulavam a divergência regional se alteram com o desenvolvimento econômico nacional, e a partir de um nível incerto do PIB *per capita* passam a estimular convergência regional.

O desenvolvimento e a capilarização do sistema de transporte facilitam a migração dos trabalhadores menos qualificados, que não haviam conseguido migrar no momento anterior, e passa a oferecer oportunidades para trabalhadores mais qualificados em projetos que se iniciam nas regiões atrasadas⁷. Além da teoria neoclássica que prevê a convergência regional dos salários na ausência de altos custos migratórios, teorias de equilíbrio espacial, que permitem diferentes tipos de capital, trabalho, preferências e amenidades das cidades, como em Roback (1982), geram uma tendência à convergência de salários reais, ou em uma versão mais expandida, da utilidade total, que inclui as amenidades oferecidas pelas cidades.

Avanços na infraestrutura nacional, e nos meios de comunicação, também estimulam os fluxos regionais de comércio e dos fatores de produção, e o transbordamento tecnológico no território nacional. O desenvolvimento e a capilarização do mercado de capitais reduzem os prêmios de risco e facilitam investimentos nas regiões mais pobres. O início da industrialização nas regiões atrasadas, mesmo que a taxas lentas, reduz marginalmente as externalidades da

⁷ Ver Lebergott (1964) e Goreux (1956).

aglomeração de projetos na região rica, que se sobrepunham às maiores produtividades marginais do capital nas regiões com menores estoques de capital.

O crescimento econômico de longo prazo estimula um desenvolvimento sócio-político. Altos níveis de desigualdade regional também representam um problema político. Com o desenvolvimento democrático surgem fortes pressões para que as políticas centrais sejam geograficamente mais igualitárias e para a criação de políticas regionais, ou nacionais, que elevem o bem-estar e a equidade entre as pessoas, e reduzam a fragmentação e a desintegração nacional. Pressões para o estabelecimento de sistemas tributários mais progressivos e transferências para populações de baixa renda transferem renda para regiões mais pobres.

2.2 O retorno da divergência

A partir do final da década de 80 a tendência de queda nas desigualdades regionais em algumas nações desenvolvidas tem começado a cessar, ou a se reverter. Petrakos, Rodriguez-Pose e Rovolis (2005), com dados para o período de 1981 a 1997, da França, Grã-Bretanha, Itália, Portugal, Espanha, Bélgica, Grécia e Holanda, encontram um aumento das desigualdades regionais nas regiões em que o crescimento do PIB *per capita* foi mais alto. Janikas e Rey (2005) encontram uma relação positiva entre a desigualdade regional nos EUA e o nível de renda, de 1969 a 2000. Kemeny e Storper (2020), a partir da análise de dados dos EUA de 1860 a 2017, confirmam o término no longo período de convergência da renda *per capita* e da qualidade de vida nos EUA na década de 80, e um retorno à uma dinâmica de divergência regional.

Para Kemeny e Storper (2020) o aumento nas desigualdades regionais nos EUA, a partir do final da década de 80, decorre do início da terceira revolução industrial, com o desenvolvimento regionalmente concentrado de tecnologias que demandam trabalhadores com alto nível de formação educacional. Este trabalho mostra que o aumento nas diferenças dos rendimentos reais entre as regiões dos EUA deve-se a um grande aumento nos salários reais pagos a trabalhadores altamente qualificados, aliado à migração desses trabalhadores para as cidades e regiões tecnologicamente mais desenvolvidas do país. Vários trabalhos já vinham identificando processos de concentração de trabalhadores qualificados em grandes centros urbanos. Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) revelam que o crescimento da renda e da população nas cidades americanas está relacionado positivamente ao

nível inicial de escolaridade de suas populações. Kemeny e Storper (2020) defendem que grandes choques tecnológicos inicialmente concentram regionalmente a riqueza para desconcentrar no longo prazo, produzindo uma dinâmica em ondas da desigualdade regional.

3. Metodologia

As desigualdades regionais podem ser medidas por diversos instrumentos analíticos exploratórios⁸. Estas medidas geram informações importantes para a análise e aprimoramento das políticas públicas. Este trabalho concentra-se no cálculo de índices de desigualdade não paramétricos para cada ano de uma longa série de tempo, de 1920 a 2016, entre os PIB *per capita* dos municípios brasileiros. O cálculo dos índices para cada ano permite observar dinâmicas não lineares da desigualdade regional e a ocorrência de mudanças de tendências de divergência e convergência, que prevemos ocorrer em longas séries de tempo e em países em desenvolvimento. A opção por um recorte do território em escala altamente desagregada, municipal, visa obter informações mais realistas das desigualdades regionais brasileiras do que obteríamos se trabalhássemos apenas com dados estaduais.

Calculamos os coeficientes de dispersão de *Gini*, *Theil*, de variação, e da variação do log médio para cada ano, entre os PIB *per capita* dos municípios brasileiros, no período de 1920 a 2016, e entre os estados da federação, no período de 1939 a 2017. Os resultados destes cálculos são apresentados de forma gráfica, para facilitar a visualização das trajetórias destes coeficientes no período de análise.

O cálculo do desvio-padrão dos PIBs *per capita* regionais (y), é definido como:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_i (y_i - \mu)^2} \quad (1)$$

em que T é o número de unidades espaciais analisadas; y_i é o PIB *per capita* da região i ; e μ é a média aritmética dos PIBs *per capita* regionais. Este índice foi calculado após a transformação dos dados para uma escala logarítmica para revelar melhor as variações proporcionais, que seriam pouco percebidas em uma escala

⁸ Yamamoto (2008) descreve vários instrumentos capazes de testar estes processos para dados dos Estados Unidos entre 1955 e 2003.

natural. É possível, assim, capturar informações tanto de variações na cauda como no meio das curvas, seguindo-se a transformação usualmente utilizada pela literatura (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1996). *Ceteris paribus*, quanto menor o desvio-padrão, mais igualitária será a distribuição da riqueza.

Como salientado por Shankar e Shah (2003), o coeficiente de variação (*CV*) é uma das medidas de desigualdade regional mais utilizada na literatura, sendo uma medida de dispersão em torno da média. O *CV* do PIB *per capita* regional (y) é obtido pela razão entre seu desvio-padrão e sua média aritmética (μ):

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_i (y_i - \mu)^2}}{\mu} \quad (2)$$

em que T é o número de unidades espaciais analisadas. *Ceteris paribus*, quanto menor o coeficiente de variação, mais igualitária será a distribuição da riqueza.

Outra medida de desigualdade utilizada neste texto é o índice de Theil (1967), que é calculado da seguinte forma:

$$T = \sum_i x_i \log \left(\frac{x_i}{q_i} \right) \quad (3)$$

em que x_i é a participação do PIB *per capita* da região i e q_i é a parcela da população da região i . Caso a distribuição seja perfeitamente igualitária, o índice de Theil será igual a 0 – neste caso, tem-se uma igualdade entre todos os PIB *per capita* regionais, isto é, PIB *per capita* regionais proporcionais às suas respectivas populações. No extremo oposto, o logaritmo natural do número de observações representa a concentração absoluta.

A principal desvantagem do índice de Theil é que seus valores não são sempre comparáveis entre unidades diferentes, por exemplo, entre nações. Se o número e o tamanho dos grupos são diferentes, então, os limites dos índices também serão diferentes. Por outro lado, o índice coloca poucas exigências sobre os dados e pode adicionar muitas informações sobre desigualdade quando se comparam diferentes escalas de agregação dos dados.

Comumente utilizado para calcular a desigualdade de distribuição de renda, o índice de Gini pode ser usado para qualquer distribuição e, segundo Kakwani (1980), é calculado da seguinte maneira:

$$G = \left(\frac{1}{2\mu}\right) \frac{1}{n(n-1)} \sum_i^n \sum_j^n |y_i - y_j| \quad (4)$$

em que y_i e y_j são os PIBs per capita das regiões i e j , respectivamente, e μ é a média aritmética dos PIBs *per capita* regionais. G varia entre perfeita equidade (=0) e perfeita desigualdade (=1), sendo assim, uma média aritmética de $n(n-1)$ diferença dos PIB per capitas regionais, tomados como valores absolutos, dividida pelo valor máximo possível desta média 2μ , como mostram Shankar e Shah (2003).

O coeficiente de Gini oferece informações mais completas, dentre as quatro medidas de dispersão apresentadas, pois olha todas as partes da distribuição, e realiza comparações diretas entre duas populações, independentemente de seus tamanhos. Jenkins e Van Kern (2006) criaram metodologia que, utilizamos neste artigo, que permite decompor o coeficiente de *Gini* em efeitos de progressividade, que decorre da aproximação entre as unidades comparadas, e no caso deste trabalho descreve um crescimento mais acelerado da renda *per capita* dos municípios mais pobres, processo conhecido como “ β convergência”, e efeito de ultrapassagem, que descreve um aumento na distância das rendas *per capita* entre os municípios. Este aumento de distância, ou dispersão da renda, também pode decorrer de um crescimento bem mais acelerado da renda *per capita* de um, ou vários, municípios mais pobres a ponto de ultrapassar os municípios mais ricos⁹.

4. Base de dados

O trabalho utilizou séries de dados do Produto Interno Bruto (PIB) nacional, de 1920 a 2016, e estadual de 1939 a 2016, produzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística a preços de mercado, que foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB para milhões de reais do ano de 2010. O trabalho utilizou todos os dados de PIB municipal disponíveis a partir de 1920. Para os anos censitários de 1920, 1940, 1950, e 1960, os PIBs municipais foram elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE -; para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985, 1996, estes foram elaborados pelo Instituto de Pesquisas Econômicas

⁹ Ver https://www.stata.com/meeting/uk09/uk09_jenkins_vankerm.pdf.

Aplicadas - IPEA; e a partir de 1999 foram elaborados pelo IBGE para todos os anos da série de 1999 a 2016. Até o ano de 1999 eles foram calculados pelo conceito do custo de fatores, e a partir de 1999 eles foram calculados pelo conceito de preços de mercado. Como a mudança no conceito do cálculo afeta igualmente todos os municípios, ela não afeta os coeficientes de dispersão do PIB que calcularemos neste trabalho.

Devido ao intenso processo de emancipação municipal ocorrido no Brasil, que elevou o número de municípios de 1304, no ano de 1920, a 5569 municípios em 2016, foi necessário reagrupar os municípios emancipados em Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) ao longo do período analisado, para que as alterações populacionais ocorridas pelo desmembramento e anexação municipal não interferissem na correta análise da evolução das variáveis estudadas¹⁰. Por consequência, quanto mais ao passado caminha a análise, menor será o número AMC resultantes.

Seguimos a metodologia criada por Eustáquio J. Reis (REIS, 2011), que acompanhou o processo de emancipação dos municípios e permitiu a comparação espacial em longos períodos. A partir dos códigos das AMC para cada município foi possível fazer o agrupamento do PIB per capita, obtendo um painel de área geográfica capaz de realizar comparações intertemporais consistentes dos dados do PIB *per capita*. AMC são as áreas geográficas mais desagregadas o possível, ou unidades territoriais invariáveis, que podem ser comparadas entre dois pontos no tempo. Estas áreas podem ser interpretadas como municípios com fronteiras constantes ao longo do período estudado. Elas são formadas pela reunião de municípios que juntos envolveram-se em algum tipo de modificação territorial (anexação, desmembramento ou ambos) ao longo do período estudado¹¹.

A compatibilização de um eventual município criado pelo desmembramento de dois ou mais municípios vizinhos agrupa todos eles em uma única AMC. Isto explica porque o número de AMC resultante é um pouco menor que o número de municípios existentes no momento anterior às criações dos municípios. Por consequência a compatibilização da série de dados para o período de 1920 a 2016 reduz de 1304 municípios existentes no ano de 1920 para 932 AMC. Para o período

¹⁰ Uma análise deste processo pode ser obtida em Magalhães (2007).

¹¹ A publicação “Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000”, de Eustáquio J. Reis (REIS, 2011), descreve a metodologia de construção das AMC.

de 1970 a 2016, resultam 3659 AMC dentre 3952 municípios existentes em 1970; e para o período de 2002 a 2016, 5556 AMC dentre 5560 municípios existentes no ano de 2002. No último ano da série analisada, 2016, o Brasil contava com 5570 municípios.

5. Resultados

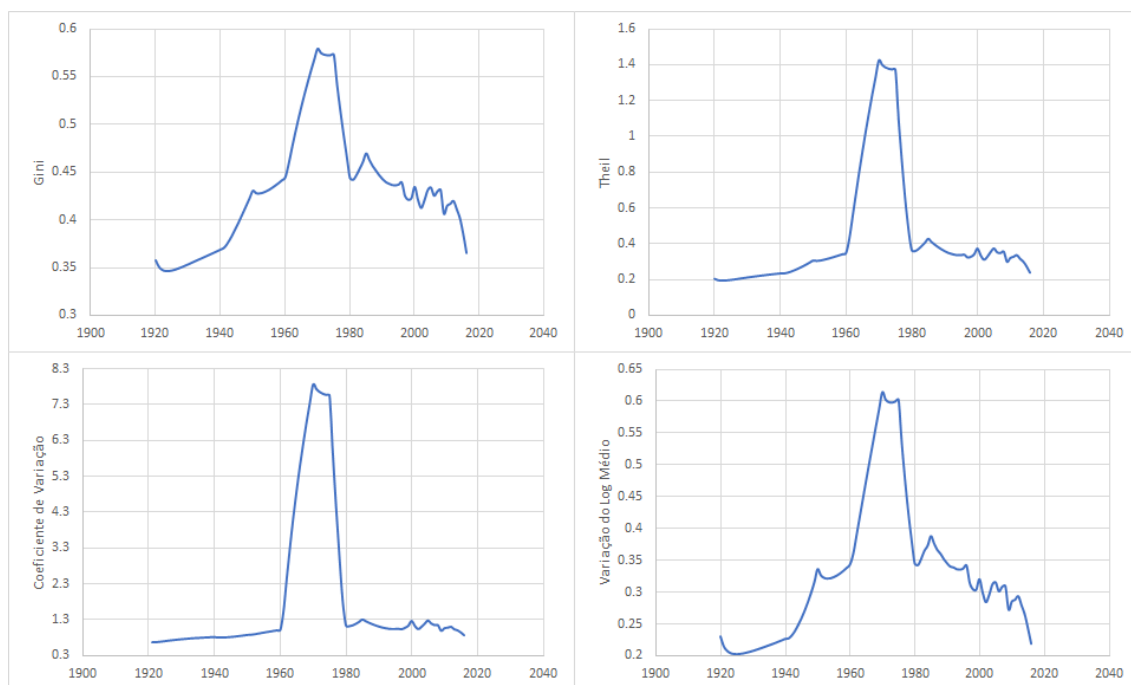
Após compatibilizar as séries de dados municipais em AMC para cada período de análise, este trabalho calculou coeficientes de dispersão do PIB *per capita* entre os estados da federação, e entre AMC para diferentes períodos, entre todas as AMC do Brasil e agrupadas para cada uma de suas cinco macrorregiões, e decompôs o coeficiente de Gini em efeitos de ultrapassagem (α *convergência*), e de progressividade (β *convergência*), entre décadas e grandes períodos.

A figura 1 apresenta, graficamente, uma comparação entre os resultados obtidos por quatro diferentes métodos estatísticos para o cálculo da dispersão do PIB *per capita* entre AMC, de 1920 a 2016: coeficiente de Gini, de Theil, de variação, e de variação do log médio¹².¹² Ao confirmarmos que estes métodos produziram resultados similares, e que o coeficiente de Gini e o coeficiente de variação do log médio descreveram melhor a trajetória da desigualdade, decidimos realizar os cálculos para outros recortes no tempo, e no espaço, pelo método de Gini. Magalhães e Resende (2013) defendem a necessidade de se calcular a desigualdade regional em diferentes escalas, ao revelarem que o padrão e a evolução da desigualdade do PIB *per capita*, de 1970 a 2008, entre municípios, mesorregiões, microrregiões e unidades da federação (UFs), dependem do recorte territorial escolhido.

A figura 1 revela um grande salto da desigualdade regional brasileira da década de 40 a 70, seguido por um processo descontínuo de queda até o ano de 2016, que coincidentemente resulta em um patamar próximo ao do ano de 1920.

¹² Relembramos que, para facilitar a visualização dos resultados, estimamos, por interpolação exponencial, os dados de PIB *per capita* municipal para os anos inexistentes. Só existem dados oficiais para os anos de 1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, 1996, 1999, e para todos os anos a partir de 1999.

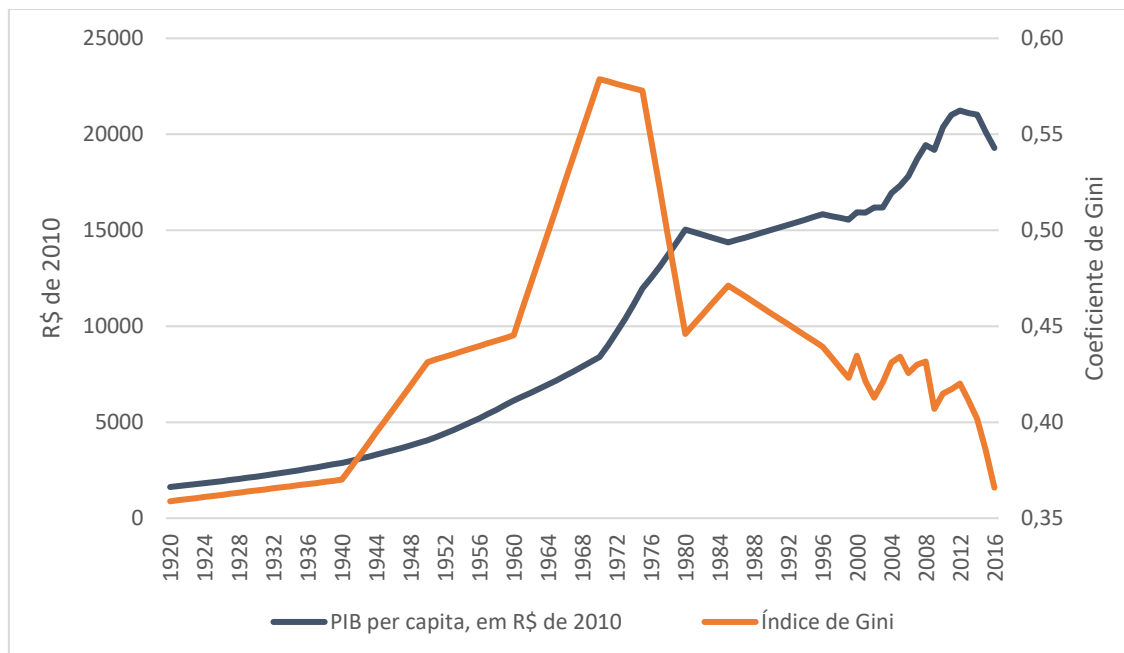
Figura 1 – Coeficientes de dispersão intermunicipal do PIB *per capita* (1920 a 2016)



Fonte: elaboração própria.

O gráfico 1 apresenta o coeficiente de Gini entre o PIB *per capita* dos municípios brasileiros, compatibilizados em AMC, e o nível do PIB *per capita* nacional, em valores de R\$ de 2010, no período de 1920 a 2016. Destaca-se o grande aumento da desigualdade regional no período de 1940 a 1970, período de elevado crescimento econômico, seguido pela queda da desigualdade regional, a partir do ano de 1975 até 2016. A partir de 1999, ano a partir do qual dispomos de dados anuais, podemos ver que estas trajetórias não são suaves, e que perderíamos muitas informações se utilizássemos um método de análise paramétrico e linear.

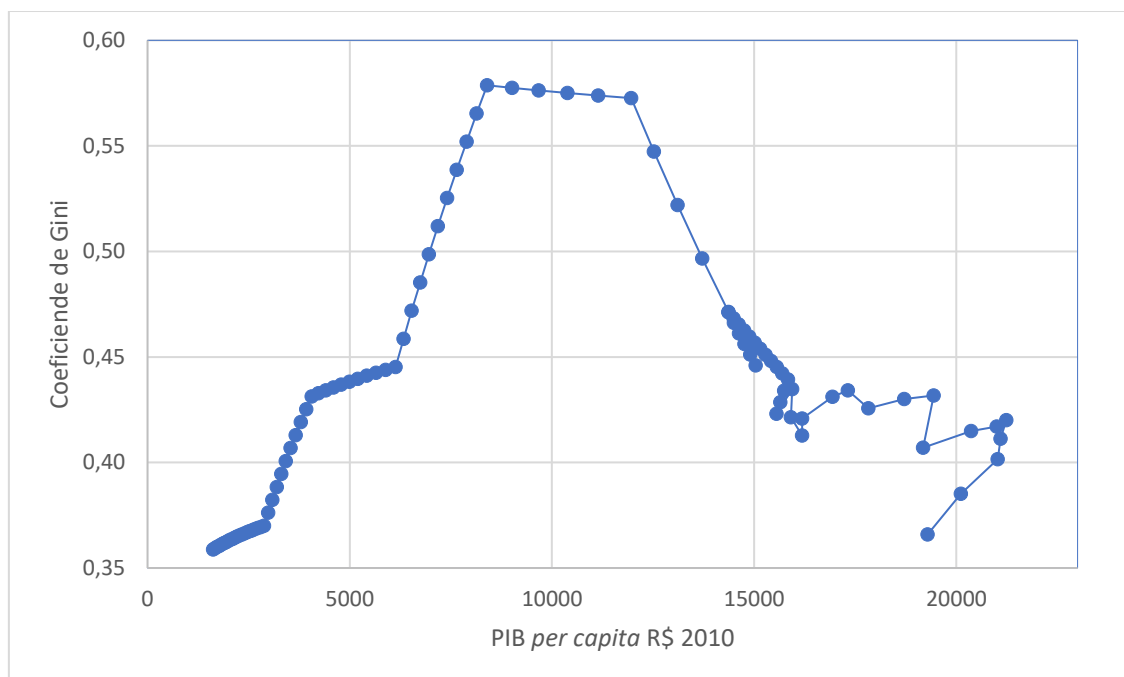
Gráfico 1 - Evolução do PIB *per capita* nacional e do coeficiente de Gini (AMC 1920-2016)



Fonte: elaboração própria.

No gráfico 2 podemos ver que a análise para um longo período de tempo revelou uma relação entre a desigualdade regional brasileira e o nível de PIB *per capita* nacional que se aproxima a uma forma de U invertido, padrão similar ao previsto por Williamson (1965) para economias desenvolvidas.

Gráfico 2 - Relação entre o PIB *per capita* nacional e o coeficiente de Gini (AMC 1920-2016)



Fonte: elaboração própria.

O gráfico 2 também destaca uma quebra do padrão de U invertido nos quatro últimos anos da série. Esta mudança de padrão, em que o Gini e a renda *per capita* nacional passam a cair simultaneamente, pode ter sido provocada pela forte queda na produção industrial, de 3,2% em 2014, 8,3% em 2015, e 6,4% em 2016, que reduziu de forma mais agressiva a riqueza dos municípios mais ricos e industrializados, que dos municípios mais pobres e menos industrializados.

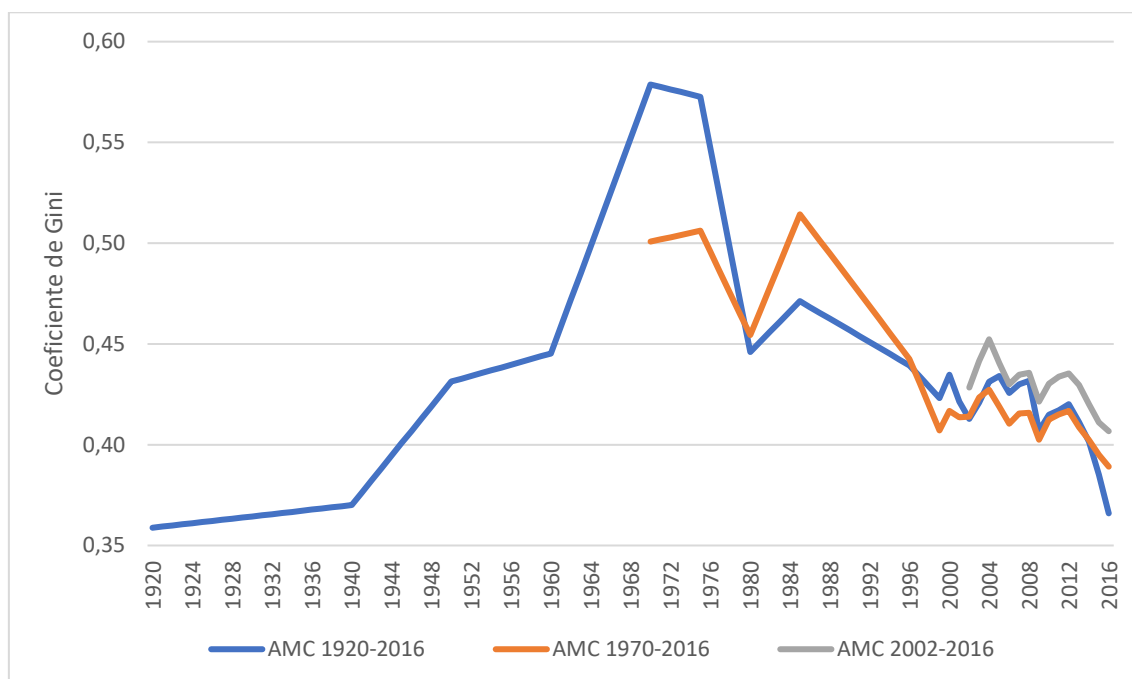
5.1 Dependência da dinâmica regional à escala de análise.

A compatibilização dos dados municípios em AMC para diferentes períodos implica em diferentes recortes do território nacional¹³. Cálculos do coeficiente de *Gini* para três recortes territoriais, que apresentamos no Gráfico 3, revelam que mudanças na escala regional não afetaram significativamente a dinâmica regional. A principal alteração ocorre no pico da desigualdade regional, que se dá no ano de 1970 entre as 952 AMC1920-2016, e no ano de 1985 entre as 3659 AMC1970-

¹³ A compatibilização do período de 1920 a 2016 em AMC produz 952 AMC1920-2016, dentre 1305 municípios existentes em 1920, 3659 AMC1970-2016, dentre 3952 municípios existentes em 1970, e 5556 AMC2002-2016, dentre 5560 municípios existentes em 2002.

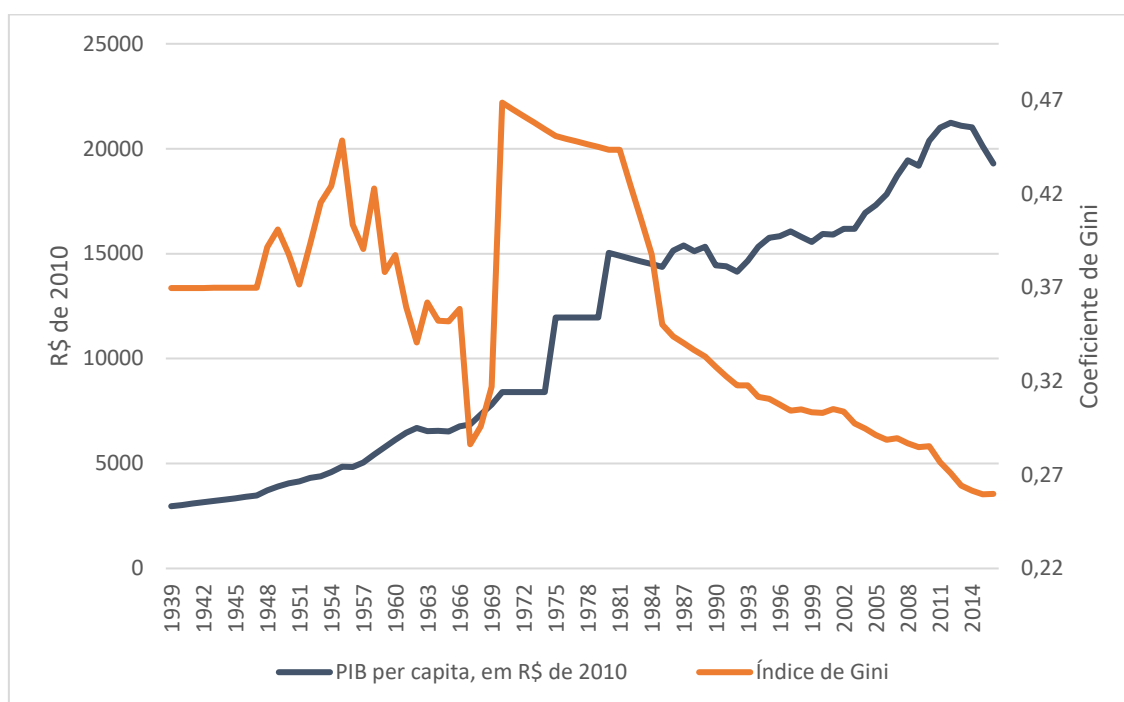
2016. Todas as três séries confirmam um processo não linear de redução na desigualdade regional, a partir do ano de 1985.

Gráfico 3 – Evolução do PIB *per capita* Nacional e do Índice de Gini (AMC1920-2016, AMC1970-2016 e AMC2002-2016)



Fonte: elaboração própria

O gráfico 4, que apresenta a evolução do PIB *per capita* e do coeficiente de Gini entre os PIB *per capita* dos estados brasileiros, revela tendência similar de queda da desigualdade a partir da década de 70, que se acelera a partir da década de 80. Chama atenção que o valor do coeficiente de Gini do final da série de dados estaduais, no ano de 2016, seja bem inferior ao do início da série, em 1939, enquanto os coeficientes de Gini entre as AMC, que também captam as dinâmicas da desigualdade dentro dos estados da federação, são similares em 1940 e 2016. Esta diferença pode ser explicada pela ocorrência de processos de crescimento econômico territorialmente mais concentrados nos estados mais pobres da federação, suposição que merece análises mais profundas para cada estado da federação brasileira. Resende (2011) revela a ocorrência de um processo ergódico não paramétrico de formação de dois clubes de renda de 1991 a 2000, em que a dispersão da renda *per capita* cai no clube das regiões ricas, mas aumenta no clube das regiões pobres, em todas as escalas espaciais avaliadas.

Gráfico 4 – Evolução do PIB *per capita* e Índice de Gini (Estados)

Fonte: elaboração própria.

5.2 Resultados por macrorregiões

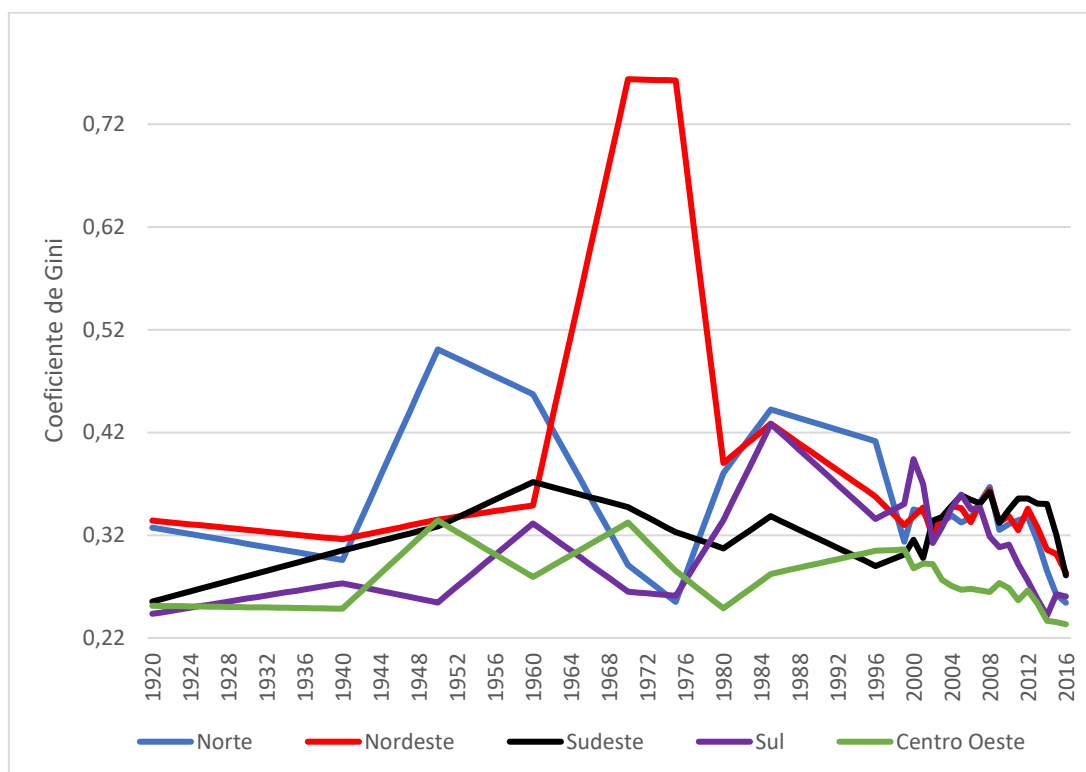
O gráfico 5 revela que a dinâmica da desigualdade foi distinta entre as regiões brasileiras, e que a região Nordeste, que possui 390 AMC1920-2016, ou 41% do total de AMC1920-2016 do Brasil, teve a maior influência no padrão que visualizamos para o Brasil no gráfico 1. A maior influência da dinâmica nordestina também se deve à sua trajetória radical, que chegou a um altíssimo nível de desigualdade em 1970, com um Gini de 0,764, e 1975, 0,762.

O Sudeste divide com o Nordeste o maior percentual de AMC: 401 AMC1920-2016, que representam 42% das AMC1920-2016 brasileiras. A dinâmica da desigualdade na região sudeste, no entanto, foi bem diferente: ela aumenta de 1920 a 1960, cai entre 1960 e 1996, e volta a crescer a partir de 1996. Esta desigualdade atinge o ápice em 2008, e só volta a cair em 2014, com a grande depressão econômica ocorrida no Brasil entre 2014 e 2016.

O retorno do crescimento da desigualdade regional na região sudeste a partir de 1996 é preocupante e estimula a realização de pesquisas futuras. Este crescimento pode resultar do início do processo nomeado por Kemeny e Storper (2020) como terceira revolução industrial, que elevou significativamente a

remuneração de trabalhadores altamente qualificados nos EUA e estimulou a forte migração desse perfil de trabalhadores para os centros urbanos mais desenvolvidos do país.

Gráfico 5 – Coeficiente de Gini do PIB *per capita* entre as AMC1920-2016, por regiões



Fonte: elaboração própria.

Apesar de distintas, as dinâmicas das regiões Sul, Norte e Centro-Oeste têm pouco impacto na dinâmica nacional, pois suas AMC representam apenas 8%, 5,2%, e 3,7%, respectivamente, das AMC1920-2016 brasileiras. A dinâmica da desigualdade na região sul se aproxima a uma forma de U invertido, com pico em 1985. A desigualdade na região Norte é baixa no início e final da série, mas descreve uma trajetória distinta do resto do Brasil: além de ser baixa em 1970 e 1975, período de ápice no País, seus ápices ocorrem nos anos de 1950 e 1986. A dinâmica da região Centro-Oeste é mais próxima à nacional, com dois picos da desigualdade: em 1950 e 1970, ano a partir do qual passa a cair.

5.3 Decomposição do coeficiente de Gini em efeitos de ultrapassagem e progressividade.

Esta seção apresenta os resultados da decomposição do coeficiente de Gini, método desenvolvido por Jenkins e Van Kerm (2006), para revelar se as mudanças em seus coeficientes ao longo do tempo resultam de um crescimento mais acelerado dos municípios mais pobres, sem que seus PIB *per capita* ultrapassem o dos mais ricos, processo reconhecido como β -convergência, que definimos aqui como *progressividade*, ou decorrem de mobilidades nas posições relativas dos municípios, ou *ultrapassagem*, que implicam em aumento da dispersão, ou em α -divergência, e deve-se a um crescimento acelerado no PIB *per capita* dos municípios mais pobres a ponto de ultrapassar os municípios mais ricos, ou à quedas, ou estagnação, no PIB *per capita* de municípios mais ricos¹⁴.

A tabela 1 mostra os resultados dessas estimações. A inferência das estimativas é baseada em técnicas de reamostragem utilizando *jackknife*. A decomposição revela que o grande aumento do *Gini* entre 1920 e 1970 deve-se ao processo tão acirrado de ultrapassagem que eleva o *Gini* em 61,10 pontos, e mais que compensa o efeito de progressividade que reduziria o *Gini* em 39,10. Ou seja, o período entre 1920 e 1970 foi de intensa movimentação nas posições relativas de riqueza entre os municípios brasileiros. Já a partir de 1970, ano de inflexão na dinâmica da desigualdade regional brasileira, essa movimentação econômica se reduz e verificamos uma grande queda no efeito de ultrapassagem, para apenas 9,84 pontos, que explica o alto impacto dos 31,10 pontos do efeito de progressividade, ou β -convergência, entre os municípios. Nas estimações separadas por décadas destacam-se a fraca progressividade entre 1940 e 1950, a altíssima movimentação econômica na década de 60, e a queda da ultrapassagem a partir da década de 70, com a manutenção da alta taxa de progressividade.

¹⁴ Esse estimador de convergência apresenta a vantagem de não ser paramétrico e de não depender de estimativas de regressão ou de um processo de crescimento linear, como demonstra O'Neill e Van Kerm (2008).

Tabela 1 – Decomposição de mudanças no coeficiente de Gini entre o PIB per capita das AMC (1920-2016)

Períodos	Gini Inicial	Gini Final	Diferença α	Ultrapassagem	Progressividade β
Grandes períodos					
1920-2016	35,90	36,60	0,72	17,00***	-16,30***
1920-1970	35,90	57,90	22,00	61,10	-39,10
1970-2016	57,90	36,60	-21,30	9,84***	-31,10*
1970-2013	57,90	41,10	-16,70	14,90***	-31,60*
1980-2016	44,60	36,60	-8,01***	7,72***	-15,70***
1920-1980	35,90	44,60	8,73***	17,60***	-8,84***
Por décadas					
1920-1940	35,90	37,00	1,12	8,99***	-7,87***
1940-1950	37,00	43,10	6,13***	6,45***	-0,32
1950-1960	43,10	44,50	1,39	4,94***	-3,55***
1960-1970	44,50	57,90	13,30	55,50	-42,10
1970-1980	57,90	44,60	-13,30	5,25***	-18,50
1980-1996	44,60	43,90	-0,67	5,67***	-6,34***
1996-2000	43,90	43,50	-0,47	4,52***	-4,99***
2000-2010	43,50	41,50	-1,98	3,08***	-5,06***
2010-2016	41,50	36,60	-4,89**	2,03**	-6,93***
2013-2016	41,10	36,60	-4,53***	1,50***	-6,03***

Nota: N = 951. *** probabilidade menor que 1% ** probabilidade menor que 5% * probabilidade menor que 10%. Os valores na tabela são alterações percentuais dos coeficientes de Gini do período inicial. Os coeficientes de Gini são ponderados em convenção das AMC mais pobres, isto é, estimadas com $v = 2$. Os valores são calculados usando o programa Stata DSGINIDECO (Jenkins & Van Kerm (2009)). Os coeficientes reais de Gini são feitos utilizando jackknife.

6. Conclusões

Este trabalho calculou coeficientes de dispersão do PIB *per capita* entre municípios, de 1920 a 2016, e entre estados da federação, de 1939 a 2016, para cada ano destas séries, por métodos estatísticos não paramétricos: coeficiente de *Theil*, de *Gini*, de variação e de variação do log médio. Os resultados revelam trajetórias acidentadas, e não lineares, da desigualdade regional. A desigualdade regional cresce significativamente desde o início das séries até 1970, ano em que passa a cair, até 2016, para patamares próximos ao de 1920, com os dados municipais, e 1939 para os dados estaduais.

Uma das principais contribuições do artigo, a estimação da desigualdade regional para uma longa série de tempo e com alta desagregação territorial, foi possibilitada pela compatibilização dos municípios que se desmembraram em áreas

mínimas comparáveis (AMC) no tempo. Como um município criado pelo desmembramento de dois ou mais municípios é agrupado a seus “país” todos eles, este processo reduz de 1304 municípios, existentes no ano de 1920, para 952 AMC1920-2016; de 3952 municípios existentes em 1970 para 3659 AMC1970-2016; e de 5560 municípios, em 2002, para 5556 AMC2002-2016. Os cálculos dos coeficientes de *Gini* relevaram uma relação em forma de U invertido entre as desigualdades regionais e o nível de PIB *per capita*, em que o pico da desigualdade ocorre em 1970 entre as AMC1920-2016, em 1971 entre os estados da federação, e em 1985 entre as AMC1970-2016.

A decomposição do coeficiente de *Gini*, pelo método de Jenkins e Van Kerm (2006), revelou que o aumento da desigualdade de 1920 a 1970, resultou de um enorme efeito de ultrapassagem, que ocorre com o aumento nas distâncias entre os PIB *per capita* dos municípios, ou quando o PIB *per capita* de um município ultrapassam o de outro município mais rico. A ultrapassagem, entre 1920 e 1970, sobrepujou o também alto efeito de progressividade, ou “ β - convergência”, que descreve a aproximação do PIB *per capita* entre os municípios. Esta grande movimentação na posição de riqueza entre os municípios diminuiu a partir de 1970, e a queda na desigualdade deveu-se principalmente à permanência do efeito de progressividade.

O cálculo de coeficientes de *Gini* entre as AMC1920-2016 separadas nas cinco macrorregiões brasileiras mostrou que a trajetória da região Nordeste teve o maior impacto na dinâmica da desigualdade brasileira de 1920 a 2016. O Nordeste, além de contar com 41% do total das AMC1920-2016 brasileiras, teve uma dinâmica muito radical, que levou o *Gini* ao patamar de 0,764, em 1970, e 0,762, em 1975. As trajetórias no Sul e Centro-Oeste também se aproximaram, de forma menos clara, a um U invertido, com picos da desigualdade no ano de 1985, na região Sul, e nos anos de 1950 e 1970, no Centro-Oeste. Já na região Norte a desigualdade foi baixa em 1970 e 1975, e alta nos anos de 1950 e 1986. A trajetória do *Gini* na região Sudeste é preocupante: ela descreve um padrão de U invertido de 1920 a 1996, com um pico em 1960, mas é seguida pelo retorno da divergência a partir de 1996. Esse retorno, que só cessa nos anos de grande crise econômica, entre 2014 e 2016, merece análises futuras. O retorno da divergência regional tem ocorrido em várias nações desenvolvidas, a partir das décadas de 80 e 90. Kemeny e Storper (2020) mostram que o retorno da divergência regional nos EUA resultou do aumento

acirrado na remuneração de trabalhadores altamente qualificados, que se deslocaram para os grandes centros urbanos mais desenvolvidos do País.

Este trabalho revelou uma relação não linear, em forma de U invertido entre a desigualdade regional brasileira e o nível do PIB *per capita* nacional, de 1920 a 2016. Esta relação confirma a relevância das metodologias não paramétricas e da análise de grandes períodos de tempo para a identificação de padrões de longo prazo na dinâmica das desigualdades regionais brasileiras. Esta relação, em forma de U invertido, ocorreu em várias economias desenvolvidas, e motivou a tese de Williamson (1965) sobre os fatores que a estimulam. Segundo esta tese, é incerto o momento do desenvolvimento nacional em que os fatores que estimulavam a divergência passam a estimular a convergência, mas a transformação de um fator antecipa transformações nos outros, e a criar sinergias entre eles. Pela análise dos dados brasileiros, o Brasil já teria alcançado um nível de PIB *per capita*, em que a manutenção do desenvolvimento econômico estimularia a convergência regional. Cálculos do coeficiente de *Gini* para a região Sudeste relevaram, no entanto, um processo de divergência regional iniciado em 1996. Este resultado aliado à ocorrência do início da divergência, após a década de 90, em várias nações desenvolvidas, que decorrem do desenvolvimento de setores de alta tecnologia concentrados nas grandes metrópoles mundiais, processo chamado por Kemeny e Storper (2020) de “terceira revolução industrial”, sinalizam possível mudança de padrão no Brasil, da convergência para a divergência regional no Brasil.

É importante afirmar a intenção puramente descritiva deste artigo, e reconhecer que este artigo não analisou o impacto de fatos importantes da história brasileira sobre as trajetórias das desigualdades regionais, como a criação da Superintendência para o Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), em 1959, da Superintendência para o Desenvolvimento da Amazônia (Sudam), em 1966, e dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Centro-Oeste, do Norte e do Nordeste, em 1989; o regime militar, de 1964 a 1984; anos de hiperinflação finalizados pelo Plano Real; as crises econômicas e cambiais; e a implementação de programas de transferência de renda, como o bolsa família.

Referências

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

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

AZZONI, C. R. *et al.* Geography and income growth across Brazilian states: evidence from cohort data. *Journal of Regional Science*, 2004.

BARRIOS, S.; STROLBL, E. The dynamics of regional inequalities. *European Economy European Commission Economic Papers*, n. 229, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), Bélgica, julho de 2005. Disponível em: <https://is.gd/G4CoLY>.

BARRO, R. Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106. p. 7-43, maio de 1991.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across States and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 107-158, 1991.

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

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*, v. 2, 1995.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, v. 32, n. 91, p. 233-240, jul. 1965.

CHAVES, M. C. *Examinando as desigualdades regionais: um teste de convergência para a renda per capita familiar brasileira, 1970-1991*. Dissertação de mestrado - Universidade Federal do Paraná, 2003.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIRÊDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios Brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, n. 61, p. 331-352, jul.-set. 2007.

COSTA, L. M. *Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970-2005*. Dissertação de mestrado - Fundação Getúlio Vargas, 2009.

CRAVO, T. A.; RESENDE, G. M. Economic growth in Brazil: a spatial filtering approach. *The Annals of Regional Science*, v. 50, n. 2, p. 555-575, Abr. 2013.

DAS KUMAR, S.; BARUA, A. Regional inequalities, economic growth and liberalization: a study of the Indian economy. *The Journal of Development Studies*, v. 32, n. 3, p. 364-390, 1996.

DE VREYER, P.; G. SPIELVOGEL. Spatial externalities between Brazilian municipalities and their neighbors. *Ibero-America Institute for Economic Research Discussion Papers*, Georg-August-Universität Göttingen, Nr. 123, outubro de 2005.

DZIEWONSKI, K. Theoretical problems in the development of economic regions. *Regional Science Association Papers*, v. 8, p. 43-54, Jan. 1962.

ECKAUS, R. S. The north-south differential in Italian economic development. *Journal of Economic History*, v. 317, sep. 1961.

FERREIRA, A. H.; DINIZ, C. C. Convergência entre rendas *Per Capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, A. H. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário. *Texto para discussão*, n. 121, Belo Horizonte: Cedeplar/UFGM, 1998.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, v. 32, n. 4, p. 479-489, mar. 2000.

FRIEDMAN, J. Regional planning: a problem in spatial integration. *Regional Science Association Papers*, v. 5, n. 1, p. 167-179, jan. 1959.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, v. 30, p. 2199-2132, 1992.

GLAESER, E.; SCHEINKMAN, J.; SHLEIFER, A. Economic Growth in a CrossSection of Cities. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland, v. 36, p. 117- 143, mai. 1995.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, São Paulo, jan.-mar. 2007.

GOREUX, L. M. Les migrations agricoles in France depuis un siècle et leur relation avec certains facteurs économiques. *Etudes et Conjuncture*, v. 331, avr. 1956.

HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, p. 575-603, 2000.

HIRSCHMAN, A. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? *Journal of economic surveys*, v. 17, p. 309-362, 2003.

JANIKAS, M.; REY, S. J. et al. Spatial clustering, inequality and income convergence. *Region et Développement*, v. 21, n. 2, p. 45-64, 2005.

JENKINS, S. P.; VAN KERM, P. Trends in income inequality, pro-poor income growth, and income mobility. *Oxford Economic Papers*, v. 58, n. 3, p. 531- 548, 2006.

JENKINS, S. P.; VAN KERM, P. Decomposition of inequality change into pro-poor growth and mobility components: -dsginideco-. Essex: University of Essex, Jan. 2009.

KAKWANI, N. C. *Income inequality and poverty*. New York: World Bank, 1980.

KAZIMIERZ, D.; Theoretical problems in the development of economic regions. *Regional Science Association Papers*, VIII, n. 47, 1962.

KEMENY, T.; STORPER, M. Superstar cities and left-behind places: disruptive innovation, labor demand, and interregional inequality. *International Inequalities Institute Working paper*, n. 41 – London School of Economics, 2020.

KIM, S. Economic integration and convergence: U.S. regions, 1840-1987. *Journal of Economic History*, v. 58, n. 3, p. 659-683, sep. 1998.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. Pontificia Academia Scientiarum. *The econometric approach to development planning*. Amsterdam: North-Holland, p. 225-287, 1965.

KROTH, D. C.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma avaliação em painéis de dados dinâmicos. No Encontro Nacional de Economia - ANPEC *Anais* 34, Salvador, 2006.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, Massachusetts Institute of Technology, The University of Chicago, v. 99, n. 3, 1991.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v. 45, n.1, p. 1-28, 1955.

LASUEN, J. R. Regional income inequalities and the problems of growth in Spain. *Regional Science Association Papers*, v. 8, 1962.

LAURINI, M. P.; ANDRADE, E. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. *Inspere Working Paper*, n. 43. - São Paulo: IBMEC, 2003. Disponível em: <https://is.gd/htEtpT>.

LEBERGOTT, S. *Manpower in economic growth: The United States record since 1800*, esp. New York: MacGraw-Hill, 1964. p. 74-130.

LIMA, L. R.; NOTINI, H. H.; GOMES, F. A. R. Empirical evidence on convergence across Brazilian states. *Revista Brasileira de Economia* v. 64, n. 2, p. 135-160, Rio de Janeiro, apr.-jun. 2010.

LUCAS, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? *The American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990. ISSN 00028282.

MADEN, S. I. *et al.* The relationship between economic growth and regional inequalities in Turkey. *In: The most recent Studies in Science and Art*. [S.l.]: GECE, 2018.

MAGALHÃES, J. C. R. Emancipação político-administrativa de municípios no Brasil. *Livro Dinâmica dos Municípios*, cap. 1, pag. 13-52. Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, Brasília, 2007.

MAGALHÃES, J. C. R.; RESENDE, G. M. Disparidades do produto interno bruto per capita no Brasil: uma análise de convergência em diferentes escalas regionais (1970-2008). *Livro: Brasil em Desenvolvimento 2013: Estado, Planejamento e Políticas Públicas*, cap. 12, pag. 317 – 346. Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, Brasília 2013.

MAGALHÃES, J. C. R.; BOUERI, L. Monastério, M. M. Silva. Dinâmica Espacial do Crescimento Econômico Brasileiro (1970 – 2010). *Livro: Brasil em Desenvolvimento 2013: Estado, Planejamento e Políticas Públicas*, cap. 11, pag. 281 – 316. Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, Brasília 2013.

MAGALHÃES, J. C. R.; MIRANDA, R. B. Dinâmica da renda per capita, longevidade e educação nos municípios brasileiros. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 3, p. 539-569, São Paulo, 2009.

MILANOVIC, B. *Half a world: regional inequality in five great federations*. [S.l.]: The World Bank, 2005.

MONASTERIO, L.; CAVALCANTE, L. R. Fundamentos do pensamento econômico regional. *Economia Regional e Urbana. Teorias e métodos com ênfase no Brasil*, p. 43-77, 2011.

MOSSI, M. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, London, 2003.

MYRDAL, G. *Economic theory and underdeveloped regions*. London: University Paperbacks, 1957.

O'NEILL, DONAL; VAN KERM, Philippe. An integrated framework for analysing income convergence. *The Manchester School*, v. 76, n. 1, p. 1-20, 2008.

PENNA, C. M.; LINHARES, F. C. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 4, 2009.

PENNA, C. M.; LINHARES, F. C. Há controvérsia entre análises de beta e sigma-convergência no Brasil? *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 1, p. 121-145, mar. 2013.

PENNA, C. *et al.* Análise das disparidades de bem-estar entre os Estados do Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 51-78, jan.-mar. 2013.

PENNA, C. *et al.* Há controvérsia entre análises de beta e sigma-convergência no Brasil?. *RBE*, Rio de Janeiro, v. 67, n. 1, p. 121-145, jan.-mar. 2013.

PETRAKOS, G.; RODRIGUEZ-POSE, A.; ROVOLIS, A. Growth, integration and regional disparities in the European Union. *Environment and Planning A*, v. 37, n. 10, p. 1837-1855, 2005.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica, Econometric Society*, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007.

PONTUAL, E.; PORTO JR. S. Crescimento e convergência: uma análise empírica para a região sul. In: *Encontro de Economia da Região Sul*, 3., 2000, Porto Alegre. *Anais [...]* Porto Alegre: ANPEC, 2000.

QUAH, D. Galton's fallacy and the tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, p. 427-443, 1993a.

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

QUAH, D. Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *The Economic Journal* 106, pp 1045-1055. 1996.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 543-559, dez. 1928.

REIS, Eustáquio J., M. PIMENTEL, A. I. ALVARENGA, M. C. H. SANTOS, “Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000”, *Anais do I Simpósio Brasileiro de Cartografia Histórica*, Paraty: UFMG. 10 a 14 de maio de 2011. Disponível em: <https://is.gd/NsbDnb>.

RESENDE, G. M. Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. *Papers in Regional Science*, v. 90, n. 3, aug. 2011.

RESENDE, G. M.; FIGUEIREDO, L. Testes de robustez: uma aplicação para os determinantes do crescimento econômico estadual brasileiro entre 1960 e 2000. *Documentos Técnico-Científicos*, v. 41, n. 1, jan.-mar. 2010.

RESENDE, G. M.; MAGALHÃES, C. R. *Disparidades do produto interno bruto (PIB) per capita no Brasil: uma análise de convergência em diferentes escalas regionais (1970-2008)*. Brasília: IPEA, n. 1833, 2013.

ROBACK, J. Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, 1982.

SANTOS, C. M.; CARVALHO, F. M. A. Dinâmica das disparidades regionais da renda per capita nos estados brasileiros: uma análise de convergência. *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 19, 2007.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1002-1037, oct. 1986.

SHANKAR, R.; SHAH, A. 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.

SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. *Regional Science*, v. 85, p. 599-613, 2006.

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e spillovers: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, p. 524-545, 2001.

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

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic record*, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

TAFENAU, E.; PAAS, T. Regional inequality and economic growth: interactions of the relationship with the level of economic development and speed of growth. 50th Congress of the European Regional Science Association: *Sustainable Regional Growth and Development in the Creative Knowledge Economy*, 19-23 August 2010, Jönköping, Sweden, European Regional Science Association (ERSA), Louvain-la-Neuve. Disponível em: <https://hdl.handle.net/10419/118967>

TIRADO, D. A.; DíEZ-MINGUELA, A.; MARTINEZ-GALARRAGA, J. Regional inequality and economic development in Spain, 1860-2010. *Journal of Historical Geography*, v. 54, p. 87-98, 2016.

TROMPIERI NETO, N.; CASTELAS, I.; LINHARES, F. C. Convergência de renda dos estados brasileiros: uma abordagem de painel dinâmico com efeito threshold. In: *Encontro Nacional de Economia*, 36., 2008, Salvador. *Anais [...]* Salvador: ANPEC, 2008.

VELOSO, F. A.; VILLELA, A.; GIAMBIAGI, F. Determinantes do “milagre” econômico brasileiro (1968-1973): uma análise empírica. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 221-246, 2008.

VERGOLINO, J. R.; NUNES NETO, A. P.; BARROS, M. A. B. Crescimento econômico regional no Brasil: educação como fator de convergência, 1970/96. *Economia*, Curitiba, v. 30, p. 79-103, 2004.

VREYER, P.; SPIELVOGEL, G. Spatial externalities between Brazilian municipalities and their neighbors. *Discussion papers* n. 123, Ibero-America Institute for Economic Research, Georg-August-Universität Göttingen, outubro, 2005.

YAMAMOTO D. Scales of regional income disparities in the USA, 1955-2003. *Journal of economic geography*, v. 8, p. 79-103, 2008.

WILLIAMSON, J. G. *Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns*. Wisconsin: The University of Wisconsin, 1965.