



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ne@face.ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais
Brasil

Figueiredo, Erik; Porto Junior, Sabino
Persistência das desigualdades regionais no Brasil: polarização e divergência
Nova Economia, vol. 25, núm. 1, enero-abril, 2015, pp. 195-208
Universidade Federal de Minas Gerais
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400440810010>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Persistência das desigualdades regionais no Brasil: polarização e divergência

Erik Figueiredo*

Sabino Porto Junior**

Palavras-chave

desigualdade, polarização, divergência, renda, dinâmica

Classificação JEL

D30, I31, O47

Keywords

Inequality, Polarization, Divergence, Income Dynamics

JEL Classification

D30, I31, O47

Resumo

Este estudo pretende avaliar a dinâmica recente do desenvolvimento regional no Brasil. Para tanto, parte-se da premissa de que a queda recente nos indicadores de desigualdade de renda estaduais e municipais não denota um processo de convergência de renda. A adoção do conceito de polarização desenvolvido em Anderson, Linton & Leo (2012), demonstra que, ao dividir o Brasil nos subconjuntos Norte/Nordeste e Resto do País, há maior identificação dos estados e municípios dentro de cada grupo (pobres com pobres e ricos com ricos), e um aumento da distância entre eles. Neste sentido, a redução da desigualdade total reflete um processo de divergência de renda.

Abstract

This paper aims to evaluate the recent dynamics of the regional development in Brazil assuming that the recent fall in income inequality does not indicate income convergence. The income polarization index shows that when Brazil is divided in the subsets North/Northeast and the rest of the country, there is greater identification of states and municipalities within each group (poor with poor and rich with rich), and an increase of the distance between them. In this sense, the reduction of total inequality reflects a process of income divergence.

.....
*Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPA
Pesquisador do CNPq-Brasil

**Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS

1_Introdução

É possível que uma redução continuada na desigualdade de renda seja condizente com um processo de divergência? Essa questão constitui a principal motivação deste estudo, uma vez que, embora pareça contraintuitiva, a resposta é “sim”. Em poucas palavras, assumo que a densidade de renda de um país (subdividido em estados e/ou municípios), possua um formato bimodal. As modas são fruto da existência de estados (municípios) ricos e pobres. Dito isso, suponha que: i) os “pobres” estão cada vez mais próximos; ii) os “ricos” também se tornaram mais semelhantes e; iii) a distância entre eles aumentou. Sendo assim, a menor desigualdade intragrupos reduzirá a variância da distribuição bimodal como um todo. Logo, é perfeitamente possível que haja redução em algum índice de dispersão da curva, tal como o Gini, e um aumento, ou manutenção, da distância (divergência) entre os grupos.

Essa perspectiva lança dúvidas sobre as análises otimistas em relação ao padrão convergente da economia brasileira e à resultante redução nas disparidades regionais.¹ Isso se dá porque o Brasil apresenta duas características que o enquadram na caracterização do parágrafo anterior: a) queda relevante no seu índice de desigualdade, tanto dos PIBs *per capita* estaduais quanto municipais (IPEA, 2011) e; b) heterogeneidade regional expressiva (Rands, 2011). Em outras palavras, caso o país fosse dividido em dois subconjuntos, i.e., Norte/Nordeste e Resto do País, seria possível afirmar que ambos “caminham” para um locus de bem estar único?

Tal questionamento reacende o debate em torno do processo de convergência de renda *per capita* entre as regiões. A literatura empírica de análise de convergência no Brasil é expressiva, porém, inconclusiva. O trabalho inicial de Ferreira & Ellery Jr. (1996) encontrou um padrão de convergência absoluta; todavia, esses resultados foram revistos por Azzoni (2001),² segundo o qual, ao controlar para outros fatores, as regiões cresceriam a taxas maiores quanto maior

a sua distância relativa do seu potencial de crescimento, algo que a literatura de crescimento endógeno convencionou chamar de “convergência condicional”.³

Ainda mais instigante é a metodologia posterior de Quah (1996), que, em resumo, sustenta que o produto regional segue uma dinâmica *markoviana* com uma distribuição limite bimodal, ou seja, teríamos ao longo do tempo a formação de clubes de convergência, e a hipótese de convergência absoluta para um nível médio único de renda seria apenas um erro de medida decorrente da hipótese, pouco realista, da existência de uma distribuição da renda regional única e estável no tempo, algo apontado por Friedman (1992) como falácia de Galton. Novamente, a literatura empírica para testes de cadeias de Markov no comportamento do PIB regional no Brasil também é vasta⁴ e todos apontam a formação de clubes de convergência regional no Brasil. Um resultado forte dessa literatura é que a dinâmica de longo prazo, nas palavras de Quah (1996), daria origem à polarização entre dois grupos de renda *per capita* média distintas, caracterizando a formação de dois grupos distintos de regiões ricas e regiões pobres.

Uma forma de testar à existência de clubes é fornecida por Anderson *et al.* (2012). Em resumo, esse ferramental permite verificar se há um aumento na distância entre as unidades (estados e municípios) pobres e ricas, estabelecendo significância estatística para esse movimento. O avanço em relação às abordagens progressas reside na natureza dinâmica das medidas, uma vez que, em Quah (1996), por exemplo, a polarização surge em um sentido estático que pouco ou nada tem relação com a noção de mobilidade de renda dentro e entre grupos de renda. Então, mesmo enfatizando, pela primeira vez, a ocorrência de clubes de convergência como padrão da dinâmica distribuição de renda entre países, não tratava da análise das dinâmicas de distribuição relativa entre subgrupos se renda.

Dessa forma, este trabalho inova ao demonstrar que os fenômenos da convergência e da polarização podem não caminhar na mesma direção e, com isso, reavaliar a dinâmica recente de desenvolvimento regional no Brasil. Além disso, analisam-se dois outros aspectos que ultrapassam a literatura convencional de convergência no Brasil. Primeiro, pondera-se a distribuição de renda pela população regional e, por outro lado, ao considerar uma análise bivariada das desigualdades regionais no Brasil, combinando-se renda *per capita* e expectativa de vida.

Para tanto, serão considerados dois conjuntos de dados. O primeiro é constituído por informações Estaduais no período de 1991 a 2007. O banco de dados municipais é mais restrito e cobre os anos entre 1996 e 2007. Em ambos os casos, o país será dividido em dois subconjuntos, Norte/Nordeste e Resto do País. Tal caracterização permitirá a identificação dos movimentos intra e entre grupos. Será aplicada uma série de instrumentais estatísticos visando estabelecer a significância da dinâmica da renda. Por fim, faz-se uma análise bivariada incluindo um segundo indicador de bem-estar, qual seja: a expectativa de vida. Os resultados obtidos não permitem apontar um padrão convergente de bem-estar e, ao mesmo tempo, não é entusiástico em relação à aproximação dos clubes de regiões pobres e ricas, mesmo num ambiente de relativo crescimento da renda *per capita* regional.

2. Convergência e polarização de renda

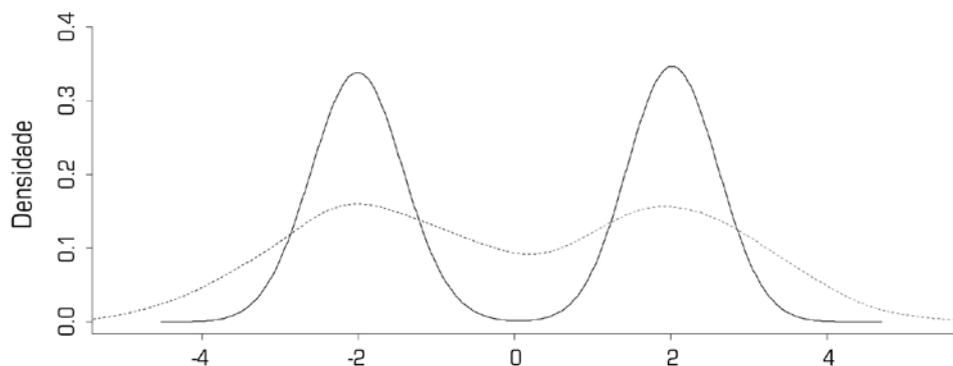
De acordo com Esteban & Ray (1994), a polarização se baseia em dois fenômenos: identificação e alienação. Para melhor exposição, considere que x representa o logaritmo da renda *per capita* municipal. E mais, a distribuição de x é resultado da soma da distribuição da renda de dois subgrupos: os municípios pobres, x_1 , e os municípios ricos, x_2 . Diante disso, é razoável supor que a densidade de x é caracterizada por

uma densidade bimodal. De volta ao conceito de polarização, espera-se que, quanto mais homogêneo for cada grupo (menor desigualdade intragrupos) e quanto maior a alienação (desigualdade entre grupos), maior o índice de polarização. Ou seja, se os municípios pobres se tornarem cada vez mais similares em termos de renda, e a distância entre eles e os municípios ricos aumentar, o índice de polarização se elevará. Nesse sentido, a questão que se coloca é: menor desigualdade intragrupos reduzirá a variância da distribuição bimodal. Logo, como ressaltado, é que o índice de Gini caia, e a polarização se mantenha ou, até mesmo, cresça.

Diante disso, conclui-se que o processo de convergência de renda não pode se pautar em evidências baseadas na redução global da desigualdade. Em outras palavras, é possível que um processo de divergência de renda, ou de *Clubes de Convergência*, conduza a um nível de desigualdade mais baixo. Uma representação desse cenário pode ser observada na Figura 1. A distribuição inicial, linha cheia, é constituída pela mistura de duas variáveis normalmente distribuídas: $x_1 \sim N(-2, 1.2)$ e $x_2 \sim N(2, 1.2)$. Tomando a primeira densidade como referência, espera-se que um processo de *Convergência de Renda* possua, pelo menos, duas características principais: a) o movimento da curva em direção a uma distribuição unimodal e; b) a redução da variação intragrupos.

Contudo, a simulação de uma segunda curva, com médias de renda iguais em cada um dos grupos, porém, com variância inferior, $x_1 \sim N(-2, 0.4)$ e $x_2 \sim N(2, 0.4)$, resulta em uma densidade menos desigual, todavia, mais polarizada, uma vez que a distância entre municípios pobres e ricos aumentou (curva pontilhada, Figura 1). Nesse sentido, têm-se a convergência intragrupos e a divergência entre grupos. Em resumo, alterações na desigualdade total da distribuição podem conduzir a resultados enganosos.

Figura 1 Polarização como uma redução da variabilidade intragrupos



Fonte: Elaboração própria.

Diante dessa possibilidade, a literatura conclui que o confronto entre as hipóteses dos Clubes de Convergência vs Convergência de Renda, deve se pautar na observação das características de cada subgrupo da distribuição, em especial, a sua “localização” e o seu “*spread*” (Anderson, 2004). Para tanto, Anderson *et al.* (2012) propõem uma medida baseada em dois indicadores da distribuição bimodal: o *intersecção* entre as curvas dos dois subgrupos e o trapézio formado a partir do “topo” das duas modas (ver Figuras 2 e 3 de Anderson *et al.*, 2012). A apresentação formal dos indicadores de polarização será efetuada na seção metodológica.

2.1 Evidências na literatura

A literatura empírica que relaciona convergência de rendas regionais e polarização é bastante recente, e poucos trabalhos abordam as dificuldades dessa análise conjunta. Anderson *et al.* (2012) apresentam contribuição original ao propor uma metodologia para tratar esse tema e aplicá-la para dados do Banco Mundial de 123 países para o período 1990-2005. O seu estudo chega a resultados bastante interessantes; primeiro, reforça algo que já se encontrava no artigo de Sala-i-Martin (2002), em que o peso das populações é fundamental para analisar o real desempenho relativo das economias. Assim,

os autores retiraram da análise os dados da Índia e da China. Outro resultado forte, mas que também já se encontrava em Sala-i-Martin (2002), é que o continente africano constituiu-se num caso à parte e diverge completamente das dinâmicas das demais regiões do mundo.

A literatura específica sobre polarização de renda individual no Brasil também não é muito ampla. Primeiramente, o trabalho de Figueiredo, Netto Jr. & Porto Jr. (2007) conclui que houve polarização na distribuição de renda entre 1987 e 2003, ou seja, que a classe média foi penalizada ao longo do processo de redistribuição de renda naquele período. Hoffmann (2008), no entanto, afirma que os resultados obtidos por Figueiredo *et al.* (2007) são viesados por uma peculiaridade estatística do indicador utilizado e que, na realidade, não teria havido polarização na distribuição de renda no período analisado. Para afirmar isso, o autor estima novos indicadores de polarização com dados “corrigidos” da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1987 a 2005.

Mattos & Porto Jr. (2010) atualizam o cálculo dos indicadores de polarização para o Brasil, com especial ênfase para as regiões Nordeste e Sul, cobrindo o período de 2001 a 2008, com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). Os autores estimaram os índices de Du-

3_Procedimentos metodológicos

3.1_Método

Como ressaltado na seção 2, os testes de polarização desenvolvidos por Anderson *et al.* (2012) se baseiam em dois indicadores. O primeiro é o *intersecção* entre as curvas dos dois subconjuntos da amostra, e o segundo é uma medida de bipolarização construída a partir dos pontos modais da curva. Dessa forma, para duas distribuições $h(x_{NN})$ e $h(x_R)$, tem-se:

$$\widehat{OV} = \int_{-\infty}^{\infty} \min\{\widehat{h}(x_{NN}), \widehat{h}(x_R)\} dx \quad (1)$$

onde $\widehat{h}(x_i)$, $i = NN, R$ são estimativas *kernel* para as densidades. Anderson *et al.* (2012) demonstram que (1) possui distribuição assintótica Normal, dada por:

$$\sqrt{n}(\widehat{OV} - OV) - a_n \sim N(0, \nu)$$

com

$$\nu = p_0 \sigma_0^2 + p_{NN}(1 - p_{NN}) + p_R(1 - p_R)$$

onde a_n e σ_0^2 são fatores de correção de viés, e p_j são probabilidades definidas nos pontos de suporte das densidades para o subgrupo $j = NN, R$ e para toda a curva $j = 0$.

A segunda medida considera os dois pontos modais para as distribuições NN e R. No caso univariado, a medida de bipolarização proposta é representada por:

$$\widehat{BP} = \frac{1}{2} \left(\widehat{h}(\widehat{x}_{m,NN}) + \widehat{h}(\widehat{x}_{m,R}) \right) \left| \widehat{x}_{m,NN} - \widehat{x}_{m,R} \right|, \quad (2)$$

onde $\widehat{h}(\bullet)$ refere-se a um estimador *kernel* para a densidade, e $\widehat{x}_{m,i}$ é o ponto modal em $i = NN, R$. Assim como no índice de *intersecção*, esse índice de polarização possui

clos, Esteban & Ray (2004) – DER – e o índice de Wolfson. Os resultados mostram que, mesmo tendo havido queda no índice de Gini, a distribuição de renda continua polarizada no Brasil. Diferenças regionais foram encontradas, com especial ênfase ao aumento do DER na região Nordeste do Brasil.

Um artigo interessante e bastante abrangente, tanto do ponto de vista metodológico como empírico, é o trabalho de Foster & Wolfson (2010). Além de apresentar uma definição esclarecedora de polarização e de como ela pode ocorrer tanto quando há aumento, como quando há queda de indicadores de desigualdade de renda. Os autores definem uma metodologia para mensurar o meio ou a classe média que considera essas duas possibilidades e que domina em segunda ordem os indicadores de polarização de Blackburn & Bloom (1985), Thurow (1984) e Levy (1987); ambos levariam a ordenamentos parciais e incompletos, já que não consideram a dispersão da distribuição e serviriam, portanto, apenas para detectar a assimetria da distribuição (Foster & Wolfson, 2010).

A principal conclusão seria que as faixas de renda escolhidas pelos métodos seriam arbitrárias. O instrumental proposto contornaria essa dificuldade por definir uma forma de ordenamento não ambígua e não arbitrária. Dois resultados são obtidos: a) maior desigualdade entre a metade inferior e superior da distribuição tende a aumentar a desigualdade e a polarização; b) maior desigualdade dentro do grupo tende a aumentar a desigualdade global, mas diminui a polarização. Em seguida, aplicaram esse novo método para os dados da distribuição de renda dos EUA e do Canadá. Em ambos os casos, o desempenho relativo do Canadá foi mais equilibrado, revelando um processo que combina melhora na distribuição de renda com adensamento da classe média, o que é importante para o crescimento econômico de longo prazo.

distribuição normal assintótica. Sua variância é representada por:

$$\frac{1}{4} \left(h(x_{m,NN}) + h(x_{m,R}) \right)^2 \left(\frac{h(x_{m,NN})}{[h''(x_{m,NN})]} + \frac{h(x_{m,R})}{[h''(x_{m,R})]} \right) \|K'\|_2^2,$$

onde K é o *kernel gaussiano*, h'' é a segunda derivada do *kernel*, e $\|K'\|_2^2$ é a L^2 -norma para a primeira derivada do *kernel*.

Diante disso, Anderson *et al.* (2012) constroem dois testes para convergência de renda baseados na diferença dos índices de polarização. A lógica é simples; considera-se que haverá convergência se:

- i) A *intersecção* entre as duas curvas aumentar ao longo do tempo: $H_0 : OV_{t-1} - OV_t \leq 0$. Ou seja, as curvas tendem a se aproximar, tornando-se uma distribuição unimodal;
- ii) Se a medida de bipolarização do ano inicial for superior a do ano final, $H_0 : BP_{t-1} - BP_t \geq 0$. O que indica que as modas estão se aproximando.

Como ressaltado, uma das vantagens desse ferramental é possibilitar uma análise multivariada da polarização (em J dimensões). Neste caso, (2) tornar-se-á:

$$\widehat{BP} = \frac{1}{2} \left(\widehat{h}(\widehat{x}_{m,NN}) + \widehat{h}(\widehat{x}_{m,R}) \right) \frac{1}{\sqrt{J}} \sqrt{\sum_{j=1}^J \frac{(\widehat{x}_{m,NN,j} - \widehat{x}_{m,R,j})^2}{\widehat{\mu}_j}}. \quad (3)$$

onde $\widehat{\mu}_j$ é a média das modas nas J dimensões.

3.2_Dados

As estimações univariadas contarão com dois grupos de dados distintos. O primeiro possui informações relacionadas aos PIBs *per capita* dos 27 estados brasileiros, para os anos

de 1991, 1996 e 2007. Já o segundo grupo inclui os dados para os PIBs *per capita* municipais, 4.974 observações. Por uma questão de disponibilidade, só foi possível contar com os dados para os anos de 1996, 2000 e 2007. Portanto, uma periodicidade diferente da análise estadual. Ambas as informações foram colhidas junto ao IPEAData.⁵

Nesta etapa, considerar-se-ão dois grandes subconjuntos:

- 1) Primeiro, as variáveis PIB *per capita* e PIB *per capita* ponderado pela população. Esse procedimento, similar ao sugerido por Anderson *et al.* (2012) ou em Sala-i-Martin (2002), visa dar pesos diferenciados às unidades (estados e municípios), de acordo com as suas populações. Por exemplo: em 2007, o Estado de São Paulo possuía cerca de 22% da população total do Brasil. Logo, sua renda *per capita* deve ter um peso maior do que a de Sergipe, que representava somente 1% da população brasileira;
- 2) A divisão da amostra em: a) Norte e Nordeste (NN), com estados ou municípios dessas Regiões e; b) Resto do País (R), com estados ou municípios das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Tal procedimento testará a hipótese da dinâmica de renda diferenciada entre as regiões brasileiras.⁶ Em especial, se há um processo de divergência entre essas unidades.

Por fim, o estudo adotará uma análise bivariada considerando o PIB *per capita* e a expectativa de vida nos estados e nos municípios. Em razão da limitação relacionada à disponibilidade dos dados de expectativa de vida, será considerado um período diferente, representado pelos anos de 1991 e 2000. Essa etapa servirá como uma análise de robustez para os resultados estabelecidos na seção univariada.

4 Resultados

Esta seção destina-se a apresentar e discutir os principais resultados do artigo. Nas subseções 4.1 e 4.2, serão analisados os resultados univariados para os PIBs *per capita* estadual e municipal. Apresenta-se, a seguir, um teste de robustez a partir da inclusão de uma abordagem bivariada, que contém o PIB *per capita* e a expectativa de vida dos municípios.

4.1 Análise preliminar

As Figuras 2 e 3 sintetizam os comportamentos dos PIBs *per capita*, ponderados e não ponderados, para os estados e os municípios brasileiros, nos três anos considerados.⁷ Regra ou comportamento geral observado: há um movimento das densidades para a direita, indicando melhora, aumento da média e, em alguns casos, melhora distributiva. Ao observar o painel (a) da Figura 2, análise estadual, nota-se que a

densidade do ano final é caracterizada pela formação de um pico em seus quantis superiores. Esse comportamento é reforçado quando as rendas *per capita* são ponderadas pela população de cada estado (Figura 2, painel b), o que parece caracterizar a formação de clubes de convergência.

Na análise municipal, Figura 3, o painel (a), dados não ponderados, possui uma caracterização bimodal clara. Já no painel b, não há o mesmo comportamento de forma tão expressiva.

A observação das curvas ao longo do tempo pode apontar para dois fenômenos: a) os movimentos para à direita, mais expressivos nos quantis inferiores da distribuição, podem denotar redução na variância das curvas, ocasionando menor nível de desigualdade e; b) a caracterização bimodal pode indicar aumento na polarização dos PIBs *per capita*.

Figura 2 Densidades estimadas para o PIB *per capita* estadual não ponderado e ponderado

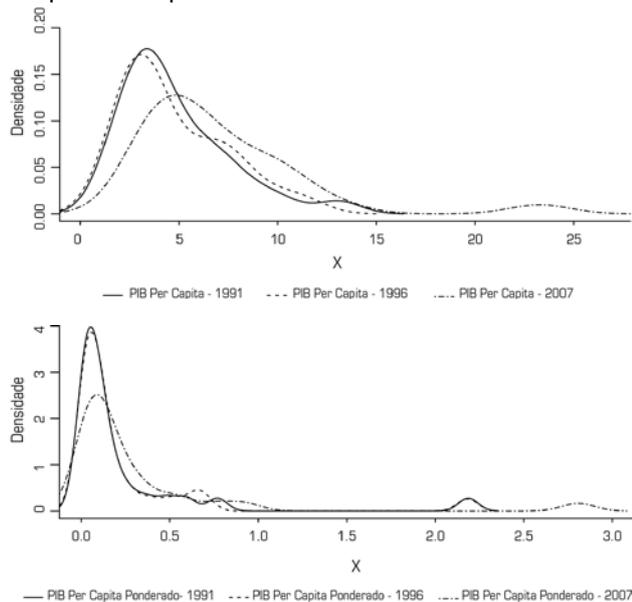
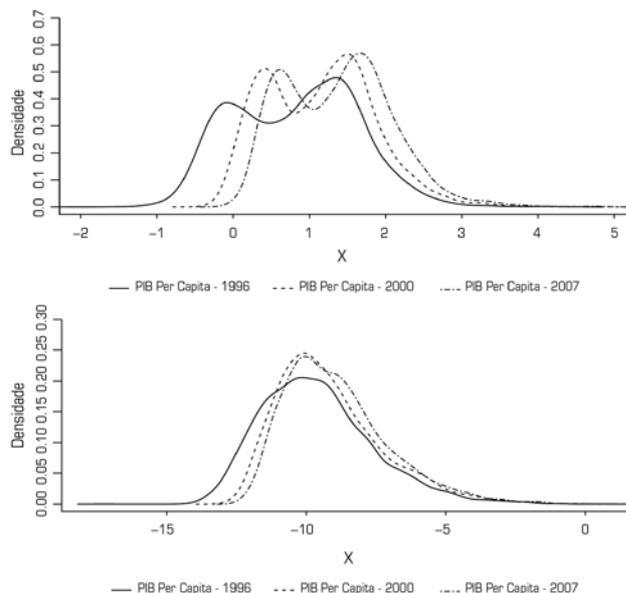


Figura 3 Densidades estimadas para o PIB *per capita* municipal não ponderado e ponderado



Para reforçar as impressões contidas nas Figuras 2 e 3, foi estimada uma série de estatísticas relacionadas ao conjunto de dados estaduais e municipais. As informações estão dispostas nas Tabelas 1 e 2. No geral, o painel A de cada tabela dispõe as estatísticas associadas aos dados não ponderados, e o painel B, os dados ponderados pela população da unidade. São exibidas as informações para os anos inicial e final de cada análise.

Os resultados estaduais, Tabela 1, indicam que: i) houve elevação da renda *per capita* entre 1991 e 2007.⁸ Esse aumento é registrado tanto para todo o Brasil quanto para os subconjuntos Norte/Nordeste e Resto do País; ii) há diferença expressiva entre as rendas médias do Norte/Nordeste e as do Resto do País. O subconjunto Resto do País apresenta renda mais do que duas vezes superior à do subconjunto Norte/Nordeste. Quando ponderada pela população, essa diferença sobe para aproximadamente cinco vezes; iii) a desigualdade, medida pelo índice de Gini, cai no período analisado (em todas as análises); iv) já a polarização se mostra relativamente constante, tanto para todo o Brasil quanto para os subconjuntos de estados. Ou seja, a queda de desigualdade observada não veio acompanhada de diminuição da polarização, o que é um indicador de baixa aproximação ou mobilidade regional entre os estados brasileiros.

Portanto, os itens “iii” e “iv” sugerem que uma queda na desigualdade regional no Brasil, não necessariamente, indica convergência de rendas. Neste caso, a constância do índice de polarização indica que as diferenças entre os estados do Norte/Nordeste e do Sul estão sendo preservadas ao longo dos anos. Essa hipótese já foi discutida na seção 2. Em resumo, como a polarização, no sentido de Esteban & Ray (1994), baseia-se na identificação e na alienação, caso se tenha uma distribuição bimodal, quanto mais homogêneo for cada grupo (menor desigualdade intragrupos) e quanto maior a alienação (desigualdade entre grupos), maior a

Tabela 1_Estatísticas para os dados estaduais

	PIB per capita*		Índice de Gini		Polarização**	
	1991	2007	1991	2007	1991	2007
Painel A: não ponderados						
Brasil	4,82	5,76	0,30	0,28	0,11	0,11
Norte/Nordeste	3,26	4,58	0,21	0,15	0,10	0,11
Resto do País	7,80	10,52	0,20	0,18	0,09	0,08
Painel B: ponderados						
Brasil	0,23	0,27	0,67	0,64	0,09	0,10
Norte/Nordeste	0,07	0,09	0,51	0,44	0,10	0,10
Resto do País	0,46	0,62	0,56	0,51	0,08	0,08

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Valores em logaritmo natural. **Índice de polarização de DER com parâmetro α igual a 1.

Tabela 2_Estatísticas para os dados municipais

	PIB per capita*		Índice de Gini		Polarização**	
	1996	2007	1996	2007	1996	2007
Painel A: não ponderados						
Brasil	0,79	1,35	0,44	0,40	0,64	0,61
Norte/Nordeste	0,32	0,45	0,30	0,27	0,45	0,39
Resto do País	0,85	1,65	0,27	0,21	0,45	0,41
Painel B: ponderados						
Brasil	-9,61	-8,89	0,94	0,93	0,28	0,27
Norte/Nordeste	-11,23	-10,23	0,93	0,92	0,19	0,18
Resto do País	-7,34	-5,59	0,90	0,89	0,17	0,17

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Valores em logaritmo natural. **Índice de polarização de DER com parâmetro α igual a 1.

polarização. Note que a menor desigualdade intragrupos reduzirá a variância da distribuição bimodal. Logo, é perfeitamente possível que haja redução no Gini e aumento, ou manutenção, da polarização, o que parece ter sido o caso no Brasil e para os anos analisados.

Os resultados para os municípios, Tabela 2, seguem o mesmo padrão. Diferem, porém, no quesito polarização. Observaram-se quedas no índice de polarização em todas as análises municipais. Embora a redução desse índice não

seja tão expressiva quanto a queda na desigualdade, os resultados indicam que, pelo menos na análise municipal, há um processo que alia convergência de renda à ampliação do espaço do meio, da “classe média” da renda regional, o que pode ser bom para o crescimento de longo prazo do país e das regiões.

Contudo, para se chegar a uma conclusão mais precisa, é preciso estabelecer a significância estatística dos movimentos observados nas Tabelas 1 e 2. Em outras palavras, torna-se imprescindível responder a três questões:

- a queda no índice de Gini é estatisticamente significativa, tanto para o Brasil quanto para os subconjuntos Norte/Nordeste e Resto do País?;
- existe, de fato, um “abismo” entre esses subconjuntos? e;
- caso exista, essa distância diminuiu, aumentou ou se manteve constante ao longo dos anos?

A resposta para a primeira questão será estabelecida a partir do método da propagação de erros.⁹ Para tanto, considerar-se-á que o erro padrão da diferença entre os índices de Gini do período inicial e final pode ser aproximado. Isto é, $e_{Dif} = \sqrt{e_t^2 + e_{t-1}^2}$. Diante disso, considera-se um teste estatístico com a seguinte hipótese nula: $H_0 : (Gini_t - Gini_{t-1}) = 0$.

A estatística teste será $t = \frac{(Gini_t - Gini_{t-1})}{e_{Dif}}$. Os resultados dos testes estão sintetizados na Tabela 3.

Para os estados, considerou-se a diferença no Gini entre os anos de 1991 e 2007. Nos municípios, considerou-se a diferença entre 1996 e 2007. Regra geral pôde-se rejeitar a hipótese nula de que a diferença entre os índices é igual a zero, com 1% de significância. Ou seja, a mudança observada na desigualdade, tanto nos PIBs estaduais quanto nos municipais, é estatisticamente significativa. Resta, portanto, discutir se há polarização nas rendas e se a distância

Tabela 3 Significância estatística da redução na desigualdade

	Estados		Municípios	
	Dif no Gini	Teste t	Dif no Gini	Teste t
Painel A: não ponderados				
Brasil	-0,02	-3,98*	-0,41	-5,31*
Norte/Nordeste	-0,06	-4,02*	-0,35	-5,24*
Resto do País	-0,02	-3,90*	-0,67	-6,32*
Painel B: ponderados				
Brasil	-0,03	-4,23*	-0,01	-3,78*
Norte/Nordeste	-0,06	-4,57*	-0,01	-3,75*
Resto do País	-0,03	-4,00	-0,01	-3,73*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Rejeita-se a hipótese nula de igualdade entre os índices a 1% de significância.

entre os subconjuntos dos dados, Norte/Nordeste e Resto do País, reduziu ou não ao longo dos anos. Esse será o tema da próxima subseção.

4.2 Polarização de renda no Brasil

Esta seção ocupará-se em responder às duas últimas questões citadas na subseção anterior, quais sejam: existe, de fato, um “abismo” entre o Norte/Nordeste e o Resto do País? E, caso exista, tal distância diminuiu, aumentou ou se manteve constante ao longo dos anos? Para tanto, serão empregados dois métodos não paramétricos de mensuração. O primeiro, baseado no cálculo de entropias, afirmará se a distância entre as distribuições dos subconjuntos de dados Norte/Nordeste e o Resto do País são estatisticamente significativas. O segundo, construído com base nas medidas de polarização, apresentadas na subseção 3.1, indicará se a distância entre esses dois conjuntos de dados se manteve ou não constante ao longo dos anos.

A quantificação formal das distâncias entre essas distribuições das rendas *per capita* dos subconjuntos Norte e Sul pode ser efetuada valendo-se da medida de *metric entropy* desenvolvida por Granger *et al.* (2004). Esse indicador é normalizado entre 0 e 1, em que 0 sinaliza que as distribui-

ções são idênticas, ou seja, não há diferenças regionais no Brasil. Maasoumi *et al.* (2007) destacam a adequação desse instrumental à avaliação de distâncias entre distribuições e à verificação do *goodness of fit* em modelos de regressão não lineares. No que se refere à aplicação em estudos relacionados à distribuição de renda há, pelo menos, uma vantagem em relação às medidas de distância propostas por Cowell (1980), qual seja: a possibilidade de se estabelecer a significância estatística das distâncias baseando-se em métodos de simulação não paramétricos.

Sendo assim, o cálculo da distância entre as rendas *per capita* do Norte/Nordeste (NN) e o Resto do País (R) será efetuado a partir da distância de Hellinger ao quadrado:

$$S_{\rho} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\sqrt{f(x)} - \sqrt{g(x)} \right]^2 dx \quad (4)$$

onde $f(x)$ e $g(x)$ são as densidades marginais da renda *per capita* do Norte/Nordeste e do Resto do País, respectivamente. Em seguida, verifica-se a significância estatística das distâncias adotando um teste de hipótese, em que $H_0 : S_{\rho} = 0$. O teste será construído da seguinte forma: a) observa-se se a distância entre o Norte e o Sul é significativa no período inicial; b) realiza-se esse mesmo procedimento no ano final. Em resumo, o teste indicará se as duas distribuições são estatisticamente diferentes, em ambos os anos.

A inferência dos indicadores de distância está sumariada na Tabela 4.¹⁰ Em resumo, rejeita-se a hipótese nula em todos os testes a 1%. Ou seja, independentemente do ano e do conceito de renda *per capita* utilizado, a diferença regional é significativa. Logo, pode-se afirmar até aqui que, nos últimos anos, houve redução na desigualdade da renda *per capita* brasileira, tanto estadual quanto municipal. Contudo, tal redução seguiu dois padrões diferenciados, caracterizados pelos subconjuntos Norte/Nordeste e o Resto do

Tabela 4. Distância entre as distribuições

	1991		2007	
	S_{ρ}	Pvalue	S_{ρ}	Pvalue
Estados				
Não ponderados				
Distância NN/R	0,36	0,05	0,37	0,03
Ponderados				
Distância NN/R	0,43	0,00	0,45	0,00
Municípios				
Não ponderados				
Distância NN/R	0,43	0,00	0,53	0,00
Ponderados				
Distância NN/R	0,40	0,00	0,41	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *pvalue* abaixo de 0,10, rejeita-se a hipótese nula do teste.

País. Destaca-se ainda o fato de que as estimativas pontuais para as entropias sugerem que as distâncias entre os dois subconjuntos aumentaram ao longo do tempo. Para os dados ponderados estaduais, por exemplo, a entropia passou de 0,43 para 0,45 entre 1991 e 2007.

Mas como a distância pode ter aumentado se os índices de polarização de Duclos *et al.* (2004), Tabelas 1 e 2, reduziram? Essa aparente inconsistência pode indicar que a redução da desigualdade intragrupos (identificação) está dominando o aumento da desigualdade entre grupos (alienação). Em outras palavras, é preciso aprofundar mais a análise. Sendo assim, torna-se interessante a estimação dos testes para Convergência de Renda, desenvolvidos por Anderson *et al.* (2012). Seus resultados para os testes estão dispostos nas Tabelas 5 e 6.

Os testes de *intersecção*, Tabela 5, indicam que a hipótese da convergência entre o Norte/Nordeste e o Resto do País (NN/R) é rejeitada em três, das quatro especificações.¹¹ O mesmo comportamento é observado nos testes baseados na bipolarização, Tabela 6. Novamente, apenas para os dados municipais ponderados é que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 5_ Testes para intersecção

	Estados		Municípios	
	$H_0 : OV_{t-1} - OV_t \leq 0$	Pvalue	$H_0 : OV_{t-1} - OV_t \leq 0$	Pvalue
Não ponderados				
NN/R	1,21	0,08	2,01	0,00
Ponderados				
NN/R	1,48	0,07	0,46	0,53

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: pvalue abaixo de 0,10, rejeita-se a hipótese nula do teste.

Tabela 6_ Testes para bipolarização

	Estados		Municípios	
	$H_0 : BP_{t-1} - BP_t \geq 0$	Pvalue	$H_0 : BP_{t-1} - BP_t \geq 0$	Pvalue
Não ponderados				
NN/R	-2,01	0,03	-2,54	0,02
Ponderados				
NN/R	-1,87	0,05	-0,76	0,46

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: pvalue abaixo de 0,10, rejeita-se a hipótese nula do teste.

Em resumo, não há evidência significativa de uma real aproximação entre as regiões Norte/Nordeste e o Restante do País, e, se refizermos a análise e consideramos a relação entre a região Nordeste e a região Sudeste, por exemplo, o abismo em relação à renda *per capita* aumenta exponencialmente, revelando um quadro nítido de não existência de convergência e de polarização no sentido de Foster & Wolfson (2010). Em síntese, avançamos pouco no que diz respeito ao equilíbrio regional no Brasil. Ainda, se ampliarmos essa análise para algum indicador multidimensional ou que vá além da renda, o resultado é mais grave do ponto de vista da polarização; exercício inicial nessa direção será realizado a seguir.

Em resumo, os resultados sugerem um processo de polarização de renda regional no Brasil. Apenas na análise municipal ponderada é que não se pôde confirmá-la. Diante disso, propõe-se um teste de robustez para os dados municipais

ponderados. A abordagem desenvolvida na próxima subseção deverá se basear em uma estrutura bivariada, portanto multidimensional.

4.3 Teste de robustez

Assim como em Anderson *et al.* (2012), a análise efetuada na subseção 3.1 considerou a existência de um agente representativo, seja estadual, seja municipal. A ponderação pelo tamanho das unidades de análise deu a cada agente seu peso específico na amostra. Esta seção postula que esses agentes maximizam sua utilidade ao longo da vida. Em resumo, o PIB *per capita* estadual ou municipal no tempo t será uma aproximação para o consumo suavizado do agente representativo que possui expectativa de vida $T(t)$. Sendo assim, seu bem-estar pode ser aproximado (Anderson *et al.*, 2012) por:

$$W(t) = \frac{\ln(\text{PIBpc}(t))}{-\rho} (e^{-\rho T(t)} - 1) \quad (5)$$

A lógica é simples; de acordo com os modelos baseados no ciclo da vida, esse nível de “felicidade” observado não é determinado pela renda (consumo) corrente, e sim pela sua-
vização desse consumo, aqui representado pela renda *per capita* da unidade, $\ln(\text{PIBpc})$. Para calcular a expressão (5), será preciso captar informações da renda *per capita*, expectativa de vida e do fator de desconto ρ . Infelizmente, esses dados não estão disponíveis para o período de análise. O IPEAData dispõe do *PIBpc* e da expectativa de vida municipais nos anos 1980 e 2000. Também não há um cálculo para o fator de desconto municipal. Sendo assim, optou-se por considerar um fator de desconto único e captar as heterogeneidades municipais com base nos diferentes níveis de *PIBpc* e $T(t)$.

Os resultados da Tabela 7 confirmam que a polarização bivariada cresceu ao longo dos anos. Ou seja, ao aliar a dinâmica da renda *per capita* a um indicador síntese de qualidade de vida, percebe-se a ocorrência de um padrão ainda mais forte de polarização, inclusive no nível municipal, o que reforça a desconfiança de que o modelo de desenvolvimento regional seguido no Brasil não é *maximin*, ou seja, não favorece mais fortemente as regiões menos desenvolvidas; bem ao contrário, a distância entre os dois grupos aumenta quando introduzimos na análise um in-

Tabela 7 Testes de bipolarização bivariados: municípios ponderados

	1980 a 2000	
	$H_0 : BP_{t-1} - BP_t \geq 0$	<i>pvalue</i>
NN/R	-3,12	0.00

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *pvalue* abaixo de 0,10, rejeita-se a hipótese nula do teste.

dicador adicional não renda. Além de relativamente mais pobres, a qualidade de vida, quando olhada pela expectativa de vida, é relativamente pior para as regiões menos desenvolvidas economicamente.

5 Considerações finais

Este estudo demonstrou que a queda expressiva nos indicadores de concentração de renda dos estados e dos municípios brasileiros não é condizente com um processo de convergência de renda. Ao contrário, observou-se que, ao dividir o Brasil nos subconjuntos Norte/Nordeste e Resto do País, a redução nos indicadores de concentração do rendimento está associada a dois processos: i) a maior identificação dos estados e dos municípios dentro de cada subconjunto e; ii) ao aumento do “abismo” existente entre esses dois grupos. Ou seja, esses movimentos, condizentes com o conceito de polarização desenvolvido em Anderson *et al.* (2012), ilustraram o processo de divergência de renda no Brasil.

Notas

¹ O Comunicado da Presidência do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2011), por exemplo, conclui que: “A desigualdade na renda domiciliar per capita média dos municípios, medida pelo índice de Gini, caiu 22,8% nos últimos 30 anos. Isso significa dizer que a diferença entre a renda dos moradores das cidades mais ricas e mais pobres vem diminuindo, especialmente por causa do aumento da geração de empregos em regiões como o Nordeste.”

² Na realidade, muitos trabalhos apareceram na mesma época sobre análise de convergência condicional no Brasil; para evitar injustiças, comentamos aqui apenas alguns autores que contribuíram sistematicamente para esse tema de pesquisa.

³ O trabalho de Barro (1991) certamente é pioneiro na literatura dos testes de convergência condicional.

⁴ Ver, entre outros, Porto Jr. & Ribeiro (2003), Laurini *et al.* (2005),

Gondim et al. (2007) e Penna & Linhares (2009).

⁵ Endereço eletrônico: <http://www.ipeadata.gov.br/>.

⁶ Tal separação apoia-se na visão da desigualdade regional brasileira, que aponta uma assimetria entre as regiões Norte e Nordeste em relação ao Sul e ao Sudeste. A esse respeito, ver a literatura empírica de convergência comentada anteriormente.

⁷ Consideraram-se estimativas não paramétricas baseadas no kernel Epanechnikov. Para detalhes, ver Härdle (1990).

⁸ A periodização escolhida deve-se inteiramente à disponibilidade de uma base de dados homogênea, o que, dado o perfil também homogêneo das políticas macroeconômicas recentes, não compromete o alcance interpretativo dos testes realizados.

⁹ Para detalhes, ver Figueiredo & Ziegelmann (2009).

¹⁰ As medidas de entropia são calculadas da seguinte forma:
i) computa-se a densidade condicionada de Rosenblatt-Parzen via cross-validation;
ii) gera-se um grid restrito ao intervalo $[-0.25, 0.25]$ com 501 pontos; iii) avalia-se o estimador kernel de Rosenblatt-Parzen nesse grid; iv) calculam-se as entropias com base nas etapas anteriores. Os testes de hipóteses são calculados a partir de simulação de bootstrap com 999 réplicas.

¹¹ A análise estadual também foi realizada utilizando o conceito de renda per capita contido na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) – décadas dos anos 1991, 1996 e 2007. Os resultados também apontam para a rejeição das hipóteses nulas dos testes de intersecção e bipolarização.

Referências bibliográficas

- ANDERSON, G.; LINTON, O. & LEO, T. A polarization-cohesion perspective on cross-country convergence. *Journal of Economic Growth*, v. 17, n. 1, p. 49-69, 2012.
- AZZONI, C. Economic growth and regional income inequalities in Brazil. *Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106, p. 407-443, 1991.
- BLACKBURN, M. & BLOOM, D. What is happening to the middle class? *American Demography*, v. 7, n. 1, p. 19-25, 1985.
- COWELL, F. Generalized entropy and the measurement of distributional change. *European Economic Review*, 13, p. 147-159, 1980.
- DUCLOS, J-Y.; ESTEBAN, J. & RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. *Econometrica*, 72, p. 1737-72, 2004.
- ESTEBAN, J. & RAY, D. On the measurement of polarization. *Econometrica*, 62, p. 819-852, 1994.
- FERREIRA, A. & ELLERY Jr., R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista Brasileira de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.
- FIGUEIREDO, E. & ZIEGELMANN, F. Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar econômico. *Revista de Economia Aplicada*, 13, p. 257-277, 2009.
- FIGUEIREDO, E.; NETTO Jr, J. & PORTO Jr, S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987-2003. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 1, p. 7-32, 2007.
- FOSTER, J. & WOLFSON, M. Polarization and the decline of the middle class: Canada and U.S. *Journal of Inequality*, 8, p. 247-273, 2010.
- FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, v. 30, p. 2129-2132, 1992.
- GONDIM, J.; BARRETO, F. & CARVALHO, J. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- GRANGER, C.; MAASOUMI, E. & RACINE, J. A dependence metric for possibly nonlinear processes. *Journal of Time Series Analysis*, 25, p. 649-669, 2004.
- HALL, P.; RACINE, J. & LI, Q. Cross-validation and the estimation of conditional probability densities. *Journal of the American Statistical Association*, 99, p. 1015-1026, 2004.
- HÄRDLE, W. *Applied nonparametric regression*. New York: Cambridge University Press, 1990.
- HOFFMANN, R. Polarização da distribuição de renda no Brasil. *Econômica*, 10, p. 169-186, 2008.
- IPEA (2011). *Comunicado da Presidência do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, nº 120. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 12 jan. 2012.
- LAURINI, M.; ANDRADE, E. & VALLS PEREIRA, P. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. *Applied Economics*, v. 37, n. 18, p. 2099-2118, 2005.
- LEVY, F. The middle class: is it really vanishing? *Brookings Review*, 3, p. 17-21, 1987.
- MAASOUMI, E.; RACINE, J. & STENGOS, T. Growth and convergence: A profile of distribution dynamics and mobility. *Journal of Econometrics*, v. 136, n. 2, p. 483-508, 2007.
- MATTOS, E. & PORTO Jr., S. Polarização da distribuição de renda no Brasil – uma análise empírica regional do período 2001-2008. Textos para Discussão – PPGE-UFRGS, 2010.
- PENNA, C. & LINHARES F. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 4, 2009.
- PORTO Jr., S. & RIBEIRO, E. Dinâmica de crescimento regional - uma análise empírica para a região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, 31, p. 454-483, 2003.
- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40, p. 1353-1375, 1996.
- RANDS, Alexandre. *Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e solução*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- SALA-i-MARTIN, X. *Poverty, inequality and the world distribution of income*. NBER, Working Paper N. 8933, 2002.
- THUROW, L. *The disappearance of the middle class*. New York Times, F3, February, 1984.

Os autores agradecem à editora Prof. Dra. Ana F. Machado e a um parecerista anônimo, isentando-os de qualquer erro e/ou omissões.

E-mail de contato dos autores: eafigueiredo@gmail.com sabinopj@ufrgs.br

Artigo recebido em agosto de 2013 e aprovado em fevereiro de 2014.