

Monasterio, Leonardo M.

Working Paper

Fronteira de desigualdade regional: Brasil (1872-2000)

Texto para Discussão, No. 1504

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Monasterio, Leonardo M. (2010) : Fronteira de desigualdade regional: Brasil (1872-2000), Texto para Discussão, No. 1504, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91115>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1504

TEXTO PARA DISCUSSÃO

FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL: BRASIL (1872-2000)

Leonardo M. Monasterio

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL: BRASIL (1872-2000)*

Leonardo M. Monasterio**

* O autor agradece o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e do Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmicos (Nemesis)/Fundação de Amparo à Pesquisa do Rio de Janeiro (FAPERJ) –processo E52 168.171/2006/Programa de Núcleos de Excelência (Pronex).

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: I30; I32; I38.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

INTRODUÇÃO 7

1 FRONTEIRA DE POSSIBILIDADE DE DESIGUALDADE 8

2 FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL 10

3 FDR E RDR NO CASO BRASILEIRO ENTRE 1872 E 2000 12

CONSIDERAÇÕES FINAIS 16

REFERÊNCIAS 16

ANEXO 18

SINOPSE

Milanovic, Lindert e Williamson (2007) criaram o conceito de fronteira de possibilidade de desigualdade (inequality possibility frontier – IPF). Eles constataram que sociedades muito pobres não podem exibir elevados índices de Gini de desigualdade de renda porque o excedente econômico é pequeno demais para ser apropriado pelos estratos superiores. A IPF, por sua vez, é o nível máximo de desigualdade que pode ser atingido a cada nível de renda. Este estudo estende tais conceitos para tratar da dimensão regional. Países com níveis de renda próximos da subsistência têm que apresentar baixos níveis de desigualdade regional de renda per capita. Os conceitos de fronteira de desigualdade regional (FDR) e razão de desigualdade regional (RDR) são apresentados no texto, o qual é ilustrado com a experiência brasileira entre 1872 e 2000.

ABSTRACTⁱ

Milanovic, Lindert and Williamson (2007) introduced the concept of the inequality possibility frontier. Their starting point is that very poor societies will never display high Gini indexes of personal distribution of income because there is very little surplus to be appropriated by the upper classes of these societies. The inequality possibility frontier is the maximum level of inequality possible at each level of income. This paper extends the concept to cover regional cases. Countries with populations close to subsistence level inevitably display low regional inequality of income per capita. Rising levels of wealth imply higher attainable degrees of regional inequality. The concepts of regional inequality frontier and regional inequality ratio are presented in this paper, and are illustrated by the case of Brazil between 1872 and 2000.

ⁱ.As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.

INTRODUÇÃO

Jeffrey Williamson (1965) identificou a existência de uma curva em U invertido que relacionaria desigualdade regional e renda *per capita*. Nos momentos iniciais do desenvolvimento econômico, algumas regiões atrairiam capitais, migrantes mais bem qualificados ou mesmo maiores investimentos públicos. Seria um mundo à moda de Myrdal (1963), em que forças centrípetas levam a um aumento da desigualdade entre as regiões. A partir de certo ponto, os mecanismos clássicos de movimentos de capital e trabalho (e, em alguns casos, as políticas públicas) conduziriam à queda da desigualdade de renda *per capita* entre as regiões.¹

Mais de 40 anos após a publicação de seu artigo sobre desigualdade regional, Williamson junto com Milanovic e Lindert criaram os conceitos de *fronteira de possibilidade de desigualdade* (*inequality possibility frontier* – IPF) e *razão de desigualdade de extração* (*inequality extraction ratio* – IER) – Milanovic, Lindert e Williamson, doravante MLW (2007). Elaborados para a análise da evolução da distribuição pessoal de renda, estes conceitos incorporam a noção de que existem limites máximos – a cada nível de renda – para a desigualdade. Este trabalho mostra que o mesmo *insight* obtido por MLW (2007) – com adaptações – pode ser aplicado à análise da desigualdade regional no longo prazo. Chega-se, assim, aos conceitos de *fronteira de desigualdade regional* (FDR) e *razão de desigualdade regional* (RDR). Como ilustração, o estudo calcula o índice de Gini regional e o índice Vw de Williamson para os estados brasileiros no período 1872-2000, bem como as suas respectivas FDRs e RDRs.

Como evoluiu a desigualdade regional de longo prazo no Brasil? Antes de tudo, é muito importante lembrar que, como um todo, o Brasil era muito pobre em 1872. Sua renda *per capita* era apenas 1,8 vez a de subsistência, e um terço da observada no Uruguai no mesmo ano (MADDISON, 2010). Este fato, conforme será visto adiante, influencia a medida da desigualdade regional. Também se sabe que o Brasil já tinha marcadas disparidades regionais em 1872: o atraso relativo do Nordeste estava consolidado, e

¹ Barrios e Strobl (2009) não refutaram a hipótese do U invertido para dados internacionais mais recentes e com técnicas econométricas mais sofisticadas.

a ascensão do Centro-Sul, clara. Por sua vez, no século XX, a rápida industrialização costuma ser responsabilizada pela ampliação e manutenção da desigualdade regional no Brasil. Williamson (1965) afirma que o caso brasileiro se encaixaria bem na trajetória de U invertido no período de 1939 a 1959. A desigualdade teria alcançado o máximo em 1952 – um recorde internacional na época – e caído desde então. Azzoni (1997) mostrou que, em linhas gerais, a desigualdade entre os estados seguiu caindo nas décadas seguintes, estabilizando-se após 1985. Em períodos ainda mais recentes, uma miríade de estudos de convergência de renda *per capita* mostra resultados não tão consensuais sobre a tendência da desigualdade regional entre os estados.²

1 FRONTEIRA DE POSSIBILIDADE DE DESIGUALDADE

A melhor forma de se apresentar a contribuição de MLW (2007) é por meio de um simples exemplo. Suponha-se uma sociedade com 100 habitantes, que produzem o equivalente a 110 salários de subsistência. Noventa destes indivíduos sobrevivem com apenas um salário de subsistência, enquanto dez ganham o restante disponível, ou seja, o equivalente a 20 salários de subsistência. O índice de Gini desta sociedade não está próximo da unidade, e sim de 0,08. Portanto, o índice de Gini sugere uma sociedade igualitária, mas, na verdade, todo o excedente é apropriado por um pequeno grupo. MLW (2007) perceberam que, em níveis de renda *per capita* muito baixos, o índice de Gini é fatalmente baixo por uma restrição matemática.

A IPF mostra o índice de Gini possível para cada nível de renda *per capita* em uma sociedade (MLW, 2007). A sua estimativa é bastante simples, partindo do cálculo da renda máxima possível (y_h) de um grupo pequeno de indivíduos da classe de renda alta. Seja:

- s = renda de subsistência;
- N = número de pessoas na sociedade;
- μ = renda per capita da sociedade como um todo;

2 Ver Mossi et al. (2003) para referências sobre estudos de convergência entre estados brasileiros.

- ε = número de pessoas na elite/número de pessoas na sociedade (N).

Logo:

$$y_h = \frac{\mu N - sN(1 - \varepsilon)}{\varepsilon N} \quad (1)$$

$$y_h = \frac{1}{\varepsilon} [\mu - s(1 - \varepsilon)] \quad (2)$$

O índice de Gini para indivíduos que estão ordenados em classes ascendentes de renda é simplificado quando se supõe que haja plena igualdade dentro das classes e que não haja sobreposição entre as classes. Ou seja, ninguém da classe inferior auferir renda maior qualquer um da classe superior. Desta forma:

$$G = \frac{1}{\mu} (y_j - y_i) p_j p_i \quad (3)$$

em que p_i e p_j representam a parcela da população nas classes i e j ($y_j > y_i$). Fazendo-se $y_h = y_j$, $y_i = s$, $\varepsilon = p_j$ e $(1 - \varepsilon) = p_i$, pode-se chegar ao cálculo do índice máximo de Gini (G^*):

$$G^* = \frac{1 - \varepsilon}{\mu} (\mu - s) \quad (4)$$

Para que se tenha a renda *per capita* como múltiplo da renda de subsistência, faz-se $\mu = \alpha s$.

$$G^* = \frac{\alpha - 1}{\alpha} (1 - \varepsilon) \quad (5)$$

Com $\varepsilon = 0,10$, os valores de G^* estão de acordo com a tabela 1. Ou seja, para um país em que a renda *per capita* seja o dobro da de subsistência, no qual haja uma elite composta por 10% da população, o maior índice de Gini possível seria igual a 0,45.

TABELA 1

Simulação do índice de Gini máximo (G^*) de acordo com a renda *per capita*

α	G^*
1	0,00
1,5	0,30
2	0,45
2,5	0,54

(Continua)

(Continuação)

α	G^*
3	0,60
3,5	0,64
4	0,68
4,5	0,70
5	0,72

Fonte: MLW (2007).

Cálculos do autor.

A IPF proposta por MLW é construída diretamente a partir da equação (5). Finalmente, os autores propuseram o conceito de IER, ou seja, a razão entre o Gini observado e o G^* . Valores próximos da unidade significam que quase todo o excedente disponível é apropriado pela elite. No caso da sociedade exemplificada na introdução, a IER seria igual a um, indicando o quão desigual ela de fato é.³

2 FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL

A mesma questão apontada por MLW no tocante à distribuição pessoal da renda surge na análise da desigualdade regional. As rendas *per capita* das regiões não podem ser muito dispersas em níveis baixos de renda, porque há o limite inferior e o excedente não é grande o suficiente para permitir que as regiões mais ricas se distanciem.

A transposição da IPF para o âmbito regional é feita de forma bastante direta. Ao invés de se analisarem famílias ou classes sociais, o foco volta-se para as unidades espaciais. Conforme já foi dito, para construir a IPF, MLW (2007) criam um contrafactual que atribui aos indivíduos da classe superior todo o excedente produzido, enquanto os demais permanecem na subsistência. Esta elite repartiria igualmente a renda extraída. No caso regional, o contrafactual é construído de forma semelhante: para cada nível de renda, atribui-se a uma unidade (neste caso, os estados) toda a renda excedente produzida na economia.

3 MLW mostraram duas propriedades desejáveis da IPF: não há grande variação nos G^* em relação a mudanças razoáveis no ; e o relaxamento da hipótese de que toda a elite ganha a mesma renda não altera em demasiado os resultados.

2.1 FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL (GINI)

O G^* regional é obtido da mesma forma proposta para o cálculo de G^* , mas neste caso ε representa a participação da unidade mais rica do país (ou área de referência).⁴ Enquanto MLW tiveram que escolher certo valor percentual que representasse o papel da elite na sociedade, o dever aqui é arbitrar a unidade mais rica quando se simula uma concentração espacial máxima da renda. O candidato natural é aquele local (no caso, o estado) que já é – de fato – o mais rico. Calcula-se assim, sua renda *per capita* supondo-se que os demais estão no nível de subsistência, e transfere-se todo o excedente para a tal unidade mais rica. Desta maneira, a parcela ε não mais corresponde à parcela da elite, e sim à participação da população que vive na unidade mais do país. No mais, o cálculo de G^* é idêntico ao apresentado em (5).

2.2 FRONTEIRA DE DESIGUALDADE REGIONAL (VW DE WILLIAMSON)

O índice V_w nada mais é que um coeficiente de variação populacional ponderado pela parcela da população em cada região. Em sua versão original, ele é calculado da seguinte forma (WILLIAMSON, 1965):

$$V_w = \frac{\sqrt{\sum (y_i - \mu)^2 (p_i / N)}}{\mu} \quad (6)$$

Para o cálculo do valor máximo do índice de Williamson (V_w^*), cria-se um contrafactual semelhante ao utilizado no caso do G^* : a população de todas as unidades auferir renda de subsistência, exceto a da unidade líder. Esta reparte todo o excedente. A equação (6) fica reduzida então a:

$$V_w^* = \frac{\sqrt{(s - \mu)^2 (1 - \varepsilon) + (y_h - \mu)^2 \varepsilon}}{\mu} \quad (7)$$

Como foi mostrado, y_h pode ser calculado com base na equação (1). Simulando-se V_w^* para diversos valores de α e $\varepsilon = 0, 1$, tem-se a tabela 2.

⁴ É prudente notar que todos os indicadores regionais aqui apresentados estão sujeitos ao conhecido problema do modifiable areal unit problem (ver Haining, 2003).

TABELA 2
Simulação do índice de Williamson máximo (V_w^*) de acordo com a renda *per capita*

α	V_w^*
1	0,00
1,5	1,26
2	1,90
2,5	2,28
3	2,53
3,5	2,71
4	2,85
4,5	2,95
5	3,04

Fonte: Cálculos do autor.

2.3 RAZÃO DE DESIGUALDADE REGIONAL

Analogamente ao que ocorre com a IER, a RDR é dada pela divisão do indicador de desigualdade observado pelo máximo para cada nível de renda. Assim, nos casos dos índices de Gini e V_w , tem-se:

$$RDR_{V_w} = \frac{V_w}{V_w^*} \quad (8)$$

$$RDR_G = \frac{G}{G^*} \quad (9)$$

Um indicador de RDR próximo da unidade indica que a desigualdade observada é próxima da maior possível. Vale notar que a trajetória da RDR ao longo do processo de desenvolvimento não é trivial. Basta que a disparidade regional observada cresça em ritmo maior que o do limite máximo dos indicadores de desigualdade para que a RDR aumente.

3 FDR E RDR NO CASO BRASILEIRO ENTRE 1872 E 2000

3.1 PROCEDIMENTOS

Neste trabalho, as rendas *per capita* foram calculadas partindo-se da participação dos estados no produto interno bruto (PIB) brasileiro. Elas foram obtidas nas seguintes fontes:

- Bértola, Castelnovo e Willebald (2009) para 1872;⁵
- para o PIB de 1920, os dados do PIB municipal calculados por Eustáquio Reis foram agregados nos estados. As informações estão disponíveis no Ipeadata (IPEA, 2010);
- para os anos seguintes, a fonte é o Ipeadata (*op. cit.*), que por sua vez está baseada nas estimativas feitas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) para os anos iniciais e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período de 1970 em diante.

Feitas as agregações necessárias entre os estados⁶ e tomando-se por base o PIB do Brasil estimado por Maddison (2010),⁷ chegou-se aos PIBs estaduais. Para o valor da renda *per capita* de subsistência, utilizou-se US\$ 400 anuais, o mesmo limite escolhido por MLW (2007).

Este procedimento resultou em rendas *per capita* para alguns estados do Nordeste brasileiro algo menores que a de subsistência. A série foi então ajustada para que o estado mais pobre (o Ceará de 1920, com US\$ 315) tivesse uma renda *per capita* de US\$ 400 (tabela 1, anexo). Isto não altera a análise.

É importante notar que o estado do Rio de Janeiro foi o de maior renda *per capita* até 1950. Entretanto, em 1960, São Paulo aparece à sua frente e mantém a liderança até o fim do período. Esta mudança impõe decidir se será mantido o ε referente ao RJ ou utilizado o de SP ao longo da série. Optou-se por preservar o ε do RJ em cada ano, até o fim do período.⁸

5 Buescu (1979) estimou as rendas per capita provinciais de 1872 com base em dados de exportações. Contudo, o grau da disparidade regional parece exagerado, pois há províncias com rendas per capita mais de 30 vezes maiores que outras. Reis (2009) calculou as rendas per capita estaduais das áreas mínimas comparáveis e obteve resultados estaduais não muito distantes dos de Bértola, Castelnovo e Willebald (2009). O coeficiente de correlação entre as duas séries é 0,9. A série de Reis (2009) não foi utilizada porque em seu trabalho Amazonas e Mato Grosso tiveram de ser agregados na construção das áreas mínimas comparáveis em 1872-2000 (ver Reis et al., 2007).

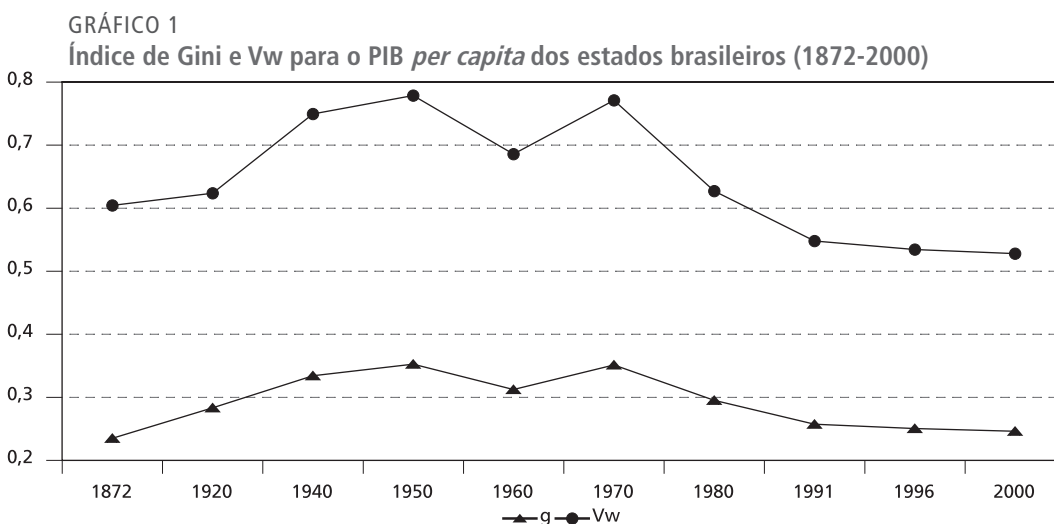
6 Quando apropriado, o Mato Grosso do Sul foi agregado ao Mato Grosso; Acre, Rondônia e Roraima, ao Amazonas; e Tocantins e o Distrito Federal, a Goiás.

7 Em dólares Geary-Khamis com preços de 1990, cujo valor leva em consideração a paridade do poder de compra (PPP) entre as moedas.

8 São Paulo passou da condição de estado pobre em 1872 para a de industrial powerhouse brasileira no século XX. Ver Reis e Monasterio (2007) para uma análise quantitativa das raízes deste fenômeno.

3.2 A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE NO BRASIL

O gráfico 1 apresenta a evolução dos índices de Gini (ponderados pela população) e V_w para toda a série.



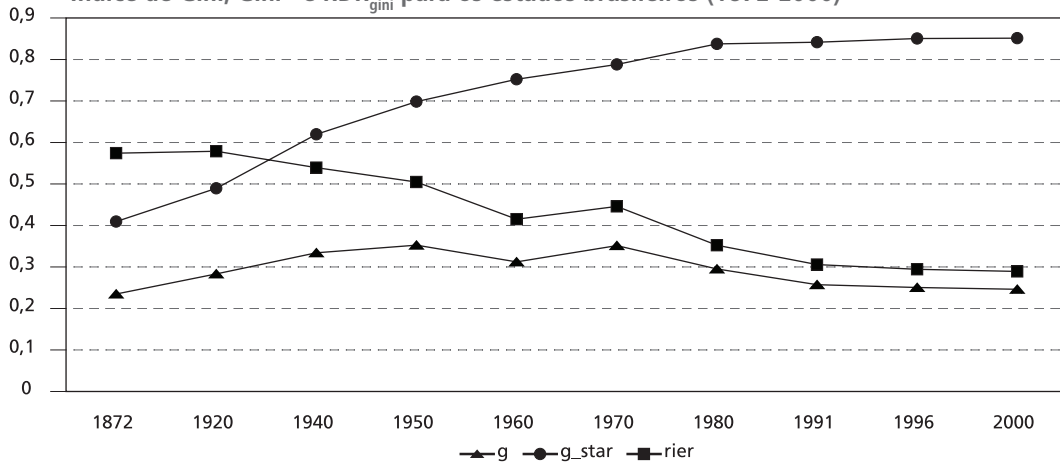
Como era de se esperar, as curvas de V_w e G apresentam resultados próximos: a desigualdade entre estados aumenta até meados do século XX, caindo a partir de então. *Grosso modo*, o U invertido de Williamson seria válido. Apenas o período de 1960-1970 escapa deste padrão, haja vista a desigualdade crescente. A análise de Azzoni (1997) sugere que o aumento da desigualdade em 1970 decorreria da divergência observada nos últimos anos da década de 1960, que estaria associada, no caso brasileiro, aos momentos de rápido crescimento econômico.

3.3 ANÁLISE DA FDR E DA RDR

O gráfico 2 apresenta o G , G^* e a RDR_G mantendo-se o ε referente à participação do RJ em cada ano de análise. O G^* cresce por toda a série – a evolução do G observado já foi comentada. O que chama atenção é o indicador da RDR. Ele ficou praticamente estável e em patamar alto, por volta de 0,57, no período 1872-1920. Ou seja, apesar do baixo índice de Gini apresentado, ele era cerca de 57% do máximo possível. A partir de 1920, a tendência é a queda na RDR, salvo o “repique” em 1970. Quando a desigualdade regional mais cresceu, no início da decolagem (no dizer de Rostow, 1959), a razão entre a desigualdade observada e a possível caiu. Isto é, apesar de se ter uma

economia mais desigual, ela se afastou da desigualdade máxima potencial. Outra forma de se avaliar este resultado seria dizer que a desigualdade no começo do período só não foi maior porque o Brasil era tão pobre que não poderia sustentá-la.

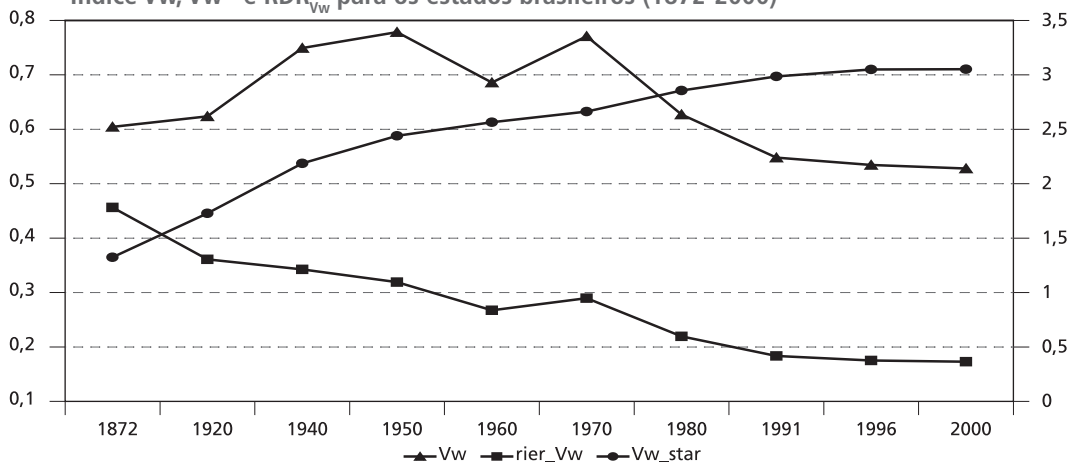
GRÁFICO 2
Índice de Gini, Gini* e RDR_{gini} para os estados brasileiros (1872-2000)



Fonte: Elaboração do autor.

Por sua vez, o gráfico 3 apresenta os dados relativos ao Vw , Vw^* e RDR_{Vw} . Os resultados são idênticos aos observados no caso do índice de Gini, salvo que os movimentos do índice Vw são mais ampliados devido à sensibilidade maior do índice de Williamson aos valores extremos.

GRÁFICO 3
Índice Vw , Vw^* e RDR_{Vw} para os estados brasileiros (1872-2000)



Fonte: Elaboração do autor.

Obs.: Os valores do RDR_{Vw} estão no eixo da direita.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho contribuiu para o estudo das desigualdades regionais ao adaptar o conceito de *fronteira de possibilidade de desigualdade* (IPF) de MLW (2007) à dimensão regional. Especialmente nos casos de regiões com rendas próximas da subsistência, recomenda-se o cálculo da *fronteira de desigualdade regional* (FDR) e da *razão de desigualdade regional* (RDR). Evidenciou-se que parte da explicação para o trecho ascendente do U invertido de Williamson (1965) decorre do simples fato de que inicialmente níveis mais altos de desigualdade são inalcançáveis. Mostrou-se, também, que o popular índice Vw de Williamson está sujeito às mesmas distorções que caracterizam o índice de Gini para níveis de renda próximos aos de subsistência.

No Brasil de 1872, a economia estava mais próxima da desigualdade regional máxima possível que ao longo do século XX. Chama atenção a queda intensa da RDR até 1950. No início do crescimento econômico moderno, quando a atividade econômica se concentrou no Sudeste, o Brasil, na verdade, se afastava da fronteira de desigualdade regional. Apesar de ser correta a visão de que as disparidades regionais aumentaram em meados do século XX, deve-se ter em mente que isto aconteceu porque havia um limite para uma desigualdade maior no início da série.

Por terem iniciado seu crescimento recente a partir de níveis de renda muito baixos, a China e a Índia são candidatos interessantes para a aplicação da FDR e RDR. É nesta direção que os próximos passos desta pesquisa serão dirigidos. Espera-se que os resultados revelem novas facetas da dinâmica da desigualdade regional nestes países.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, vol. 27, n. 2, p. 341-393, dezembro, 1997.

BARRIOS, S.; STROBL, E. The dynamics of regional inequalities. **Regional Science and Urban Economics**, vol. 39, n. 5, p. 575-591, setembro, 2009.

BÉRTOLA, L.; CASTELNOVO, C.; WILLEBALD, H. **Income distribution in Brazil, 1870-1920**. Instituto Figuerola, Universidad Carlos III, Madrid, May 8-9, 2009. Disponível em: <http://www.uc3m.es/portal/page/portal/instituto_figuerola/investigacion/programas/programa1/conferencia/programme/BCWBrazilMadrid.pdf>.

BUESCU, M. **Brasil: disparidades de renda no passado**. Rio de Janeiro: Saraiva, 1979.

HAINING, R. **Spatial data analysis: theory and practice**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

IPEA. **Ipeadata**. 2010. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

MADDISON, A. **Statistics on world population, GDP and per capita GDP, 1-2008 AD**. 2010. Disponível em: <http://www.ggd.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls>.

MILANOVIC, B.; LINDERT, P. H.; WILLIAMSON, J. G. **Measuring ancient inequality**. SSRN eLibrary, outubro, 2007. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1024967>.

MOSSI, M.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I.; AZZONI, C. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. London: Methuen, 1963.

REIS, E. J. **Income per capita of Brazilian municipalities in the 1870s**. 2009. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/sec-din5.php?id=0000000166&ci=pt>>.

REIS, E. J.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. **Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000**. 2007.

REIS, E.; MONASTERIO, L. M. The roots of regional inequalities in Brazil, 1872-1920. *In: Annals of the 2007 Economic History Association Meetings - 2007*. Economic History Association Meetings, Austin, Texas, 2007.

ROSTOW, W. W. The stages of economic growth. **The Economic History Review**, vol. 12, n. 1, p. 1-16, 1959.

WILLIAMSON, J. G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic Development and Cultural Change**, vol. 13, n. 4, p. 1-84, julho, 1965.

ANEXO

TABELA 1
PIB *per capita* por Unidade Federativa (1872-2000)

(Em US\$)

UF	1872	1920	1940	1950	1960	1970	1980	1991	1996	2000
AL	615	524	621	880	1.350	1.590	2.709	2.699	2.798	2.798
AM1	1.453	1.206	1.363	1.187	1.841	2.676	5.425	5.749	6.488	6.054
BA	890	678	741	886	1.502	1.885	3.718	3.536	3.821	4.147
CE	554	400	652	881	1.249	1.226	2.361	2.743	3.337	3.148
ES	1.019	1.279	1.053	1.739	1.870	2.732	5.884	6.075	7.728	7.818
GO1	580	755	941	1.110	1.469	2.973	6.223	6.390	6.425	7.355
MA	751	458	659	563	939	1.022	1.714	1.574	1.912	1.832
MG	743	870	994	1.516	2.163	2.677	5.713	5.768	6.849	6.673
MT1	1.078	940	1.454	1.344	2.357	2.534	5.488	4.765	5.674	6.207
PA	1.352	895	1.081	975	1.806	1.969	3.701	4.000	3.748	3.521
PB	544	433	611	976	1.494	1.110	1.914	2.520	2.878	3.017
PE	730	692	1.070	1.288	1.784	2.094	3.342	3.867	4.200	4.137
PI	736	452	691	464	674	812	1.423	1.683	2.120	2.108
PR	734	1.430	1.559	2.625	3.183	2.910	6.124	6.632	7.699	7.758
RJ	1.997	2.220	3.673	4.601	5.396	6.881	9.869	9.142	9.401	10.774
RN	437	453	674	1.056	1.614	1.284	2.708	3.099	3.336	3.764
RS	1.947	1.702	2.030	2.444	3.423	4.793	8.275	8.079	9.539	9.398
SC	990	935	1.259	1.763	2.562	3.427	7.354	7.336	8.777	8.908
SE	475	716	762	852	1.366	1.780	2.767	4.086	3.850	3.731
SP	744	1.750	2.826	4.306	5.685	8.239	12.221	10.643	11.583	11.261

Fonte: MLW (2007).

Nota: 1 Estado ao qual foram agregadas outras unidades federativa

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Cláudio Passos de Oliveira

Luciana Dias Jabbour

Marco Aurélio Dias Pires

Reginaldo da Silva Domingos

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Renato Rodrigues Bueno

Eudes Nascimento Lins (estagiário)

Helenne Schroeder Sanderson (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

