

Guimarães Ferreira de Souza, Pedro Herculano

Working Paper

Os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda no Brasil, nos estados unidos e no México

Texto para Discussão, No. 1897

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Guimarães Ferreira de Souza, Pedro Herculano (2013) : Os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda no Brasil, nos estados unidos e no México, Texto para Discussão, No. 1897, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91450>

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.

1897

TEXTO PARA DISCUSSÃO

OS EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA NO BRASIL, NOS ESTADOS UNIDOS E NO MÉXICO

Pedro Herculano Guimarães Ferreira de Souza

OS EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA NO BRASIL, NOS ESTADOS UNIDOS E NO MÉXICO*

Pedro Herculano Guimarães Ferreira de Souza**

* O autor agradece os excelentes comentários de Fabio Veras, Leonardo Monasterio, Lucas Mation, Marcelo Medeiros e Rafael Pereira.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

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

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

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

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

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.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e 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.

JEL: R11; D63.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 DEFINIÇÃO DOS CONCEITOS: QUAL DESIGUALDADE?	11
3 METODOLOGIA.....	13
4 EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS DE PRIMEIRA ORDEM SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA.....	25
5 EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS DE SEGUNDA ORDEM SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA.....	29
6 CONCLUSÕES	33
REFERÊNCIAS	36
ANEXO	41

SINOPSE

O objetivo deste texto é investigar os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda domiciliar *per capita* no Brasil e comparar os resultados com os encontrados nos Estados Unidos e no México. Cinco hipóteses são testadas a partir de decomposições aninhadas do índice de desigualdade GE(0) para diversos recortes geográficos. Os dados são provenientes dos censos demográficos dos três países. Os resultados sugerem que a maior parte da desigualdade de renda no Brasil, assim como nos Estados Unidos e no México, é local, entre vizinhos, não sendo captada nem mesmo por decomposições espaciais submunicipais. Dessa maneira, ainda que todos os municípios do Brasil tivessem exatamente a mesma renda *per capita*, a desigualdade total brasileira continuaria superior à observada nos Estados Unidos. No entanto, as desigualdades regionais não devem ser ignoradas, até porque são muito mais elevadas no Brasil e no México. A principal diferença entre estes países e os Estados Unidos está na existência de grandes regiões que possuem simultaneamente rendas médias muito inferiores e desigualdades internas muito superiores às demais regiões de cada país. A magnitude desses dois efeitos é semelhante, de modo que, para reduzir a desigualdade interpessoal de renda no Brasil, diminuir a desigualdade local no Norte/Nordeste é tão importante quanto elevar a renda média nessa macrorregião agregada.

Palavras-chave: desigualdade regional; desigualdade de renda.

ABSTRACTⁱ

This paper examines the effects of regional inequalities on the interpersonal distribution of household per capita income in Brazil, the United States and Mexico. Five hypotheses are tested through nested decompositions of the GE(0) inequality index applied to Census microdata for all three countries. The results suggest that income inequality is mostly local in Brazil as well as in the United States and Mexico, that is, it occurs among neighbors and thus remains unaccounted for even in municipality-level spatial decompositions. Income inequality in Brazil would still be higher than that of the United States even if it were possible to equalize the average incomes of all Brazilian municipalities. However, this does not mean that regional inequalities are of

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

no consequence to income inequality, as they are also much more pronounced in Brazil and Mexico. The main difference between these two countries and the United States lies in the existence of macro regions with lower average incomes and higher internal inequality than the rest of each country. Both effects are of similar magnitude, so that, in Brazil, lowering local inequality in the North/Northeast is as important as raising the average income of that region in order to reduce interpersonal income inequality.

Keywords: regional inequality; income inequality.

1 INTRODUÇÃO

Depois de longo período de estagnação econômica e de persistência de altos níveis de desigualdade de renda, diversos países da América Latina viveram na primeira década dos anos 2000 um período de crescimento pró-pobre muitas vezes inédito, ao mesmo tempo em que boa parte do mundo, em especial os países desenvolvidos, registrava aumentos expressivos da desigualdade (Kenworthy e Pontusson, 2005; Heyns, 2005; López-Calva e Lustig, 2010; Atkinson, Piketty e Saez, 2011). O Brasil acompanhou essa tendência latino-americana: a desigualdade de renda recuou para seu menor patamar em três décadas, e a extrema pobreza diminuiu significativamente, embora o país continue muito desigual para padrões internacionais (Barros, Henriques e Mendonça, 2000; Soares, 2006; Hoffmann e Ney, 2008; Wang e Caminada, 2011).

Dado esse contexto, a reavaliação da estrutura da desigualdade brasileira ganha um interesse especial. O objetivo deste trabalho é contribuir para isso a partir de um enfoque muito caro às ciências sociais, o das desigualdades regionais. Mais especificamente, trata-se de investigar, com base nos dados do Censo de 2010, os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda domiciliar *per capita*. Afinal, qual a importância dessas desigualdades – definidas em vários níveis, desde recortes macrorregionais até submunicipais – na estruturação do alto nível de concentração de renda no Brasil?

Para isso, cinco hipóteses não mutuamente excludentes serão testadas. A primeira é a de que, ainda hoje, um percentual significativo da desigualdade interpessoal de renda brasileira decorre de diferenças na renda média *per capita* entre recortes regionais pouco detalhados. Ou seja, a primeira hipótese prevê que, não obstante as mudanças recentes, as disparidades entre macrorregiões, Unidades da Federação (UFs) e mesorregiões permanecem fundamentais para explicar por que o Brasil é tão desigual. A segunda hipótese é a de que a estruturação regional das desigualdades não se esgota nesses recortes amplos, pelo contrário: no limite, é possível identificar recortes geográficos municipais e submunicipais capazes de explicar a maior parte da desigualdade de renda no Brasil. A terceira hipótese é a de que, em comparação internacional, não só a desigualdade total no Brasil é alta, mas também a regional, de modo que apenas mudanças no nosso nível de desigualdade regional seriam suficientes para aproximar a desigualdade interpessoal de renda no Brasil ao patamar dos países desenvolvidos.

Essas três primeiras hipóteses estão relacionadas à concepção mais tradicional da expressão “desigualdade regional”, isto é, à desigualdade gerada pelo fato de que as regiões possuem diferentes níveis de renda média *per capita*. A quarta e quinta hipóteses se vinculam a outra definição de desigualdade regional, em geral menos explorada: o fato de que as regiões também possuem diferentes níveis de desigualdade interna. Mais especificamente, essas hipóteses postulam que a grande variação na desigualdade interna entre regiões definidas de modo amplo é tão importante para explicar a desigualdade interpessoal de renda quanto a desigualdade nas rendas médias entre essas regiões (hipótese 4) e que isso é uma característica peculiar da desigualdade brasileira (hipótese 5).

Este trabalho, portanto, tem como objetivo discutir não as causas das desigualdades regionais, mas suas consequências, ou seja, o componente espacial por trás da desigualdade de renda. Com efeito, o debate acadêmico sobre o assunto, surgido no bojo das discussões clássicas sobre desenvolvimento, sempre se preocupou mais com o comportamento e as causas das disparidades regionais do que com suas consequências para a distribuição interpessoal de rendimentos.

Assim, de modo geral, o debate que remonta à controvérsia entre Myrdal (1957) e Williamson (1965), entre outros, sobre a convergência regional, tem como pano de fundo a natureza do processo de crescimento econômico. Contra a noção de equilíbrio, Myrdal argumentou que a desigualdade regional não resultava de falhas, mas do próprio funcionamento dos mercados, devido a processos circulares de causalidade cumulativa em que os chamados *backwash effects* dominariam os *spread effects*, pelo menos até que fosse alcançado um alto nível de desenvolvimento. Nesse contexto, apenas a ação do poder público poderia romper o círculo vicioso.

Williamson, por sua vez, interpretou o aperfeiçoamento dos mercados como solução, e não como o problema. Amparado em modelos neoclássicos, com os pressupostos fundamentais de retornos decrescentes ao capital e tecnologia exógena, o autor propôs uma espécie de curva de Kuznets da desigualdade regional: o crescimento, inicialmente, promoveria maior desigualdade, mas a continuação do processo, com o subsequente aperfeiçoamento dos mercados, resultaria em convergência dos Produtos Internos Brutos (PIBs) *per capita*.

O pensamento social latinoamericano sempre esteve mais próximo da primeira corrente, chegando inclusive a problematizar o efeito das desigualdades regionais sobre a distribuição interpessoal de renda. Tomando como modelo a relação centro-periferia, cepalinos e desenvolvimentistas sempre consideraram as desigualdades regionais como constitutivas do subdesenvolvimento. Costa Pinto (1965), Furtado (1974, 2003), Frank (1973), Lopes (1978), Sunkel e Paz (1974) e Pinto (2000), entre outros, adotaram como referência, de forma implícita ou explícita, o modelo da “modernidade organizada” europeia (Wagner, 1996), orientado em torno de um ideal homogeneizante: o desenvolvimento seria a homogeneização técnico-produtiva, via industrialização generalizada; e homogeneização social, via redistribuição da terra e da renda. Os dois objetivos passariam necessariamente pela convergência regional e, portanto, seria impossível falar em desenvolvimento sem a superação das desigualdades existentes.

Embora os termos do debate tenham mudado, a controvérsia sobre a convergência regional persiste. Empiricamente, os trabalhos de Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992), entre outros, reacenderam o interesse sobre a questão ao defender as previsões dos modelos neoclássicos, despertando críticas subsequentes (Friedman, 1992; Quah, 1993, 1997). Teoricamente, a nova geografia econômica (Krugman e Venables, 1995) e a teoria do crescimento endógeno (Romer, 1986) questionaram a inevitabilidade da convergência da produção – mas não necessariamente da produção *per capita*, dependendo das barreiras à migração, entre outras – ao destacar o papel de economias de aglomeração e desenvolvimento tecnológico endógeno, entre outros fatores.

Na esteira dessas tendências, a maior parte da literatura brasileira recente procura documentar os padrões de convergência ou divergência regional e as causas gerais desse tipo de desigualdade. No primeiro caso, os resultados apresentam alguma variação de acordo com o período, a unidade, o conceito de convergência e as técnicas de análise,¹ mas é possível delinear consensos gerais: o atraso relativo do Nordeste é de longa data, sem grandes rupturas ao longo do tempo (Azzoni,

1. O debate sobre desigualdade regional distingue dois tipos gerais de convergência: a chamada convergência beta, que existe quando as regiões mais pobres crescem mais rapidamente do que as mais ricas; e a convergência sigma, que diz respeito à redução na dispersão da renda ou PIB *per capita* entre regiões em dados transversais. A convergência beta é condição necessária, mas não suficiente, para a convergência sigma, uma vez que choques aleatórios podem aumentar a dispersão entre regiões mesmo se o coeficiente estimado em equações de crescimento favorecer as regiões mais pobres. A convergência beta, por sua vez, pode ser tanto absoluta quanto condicional. Para mais detalhes, ver Sala-i-Martin (1996). Essas distinções foram evitadas ao longo do texto para simplificar a exposição.

1997a; Barros, 2011); pelo menos entre o início dos anos 1970 e meados dos anos 1980 houve um processo claro de convergência dos PIBs *per capita* entre estados e macrorregiões, com flutuações indefinidas posteriormente (Ferreira e Diniz, 1995; Azzoni, 1997b; Ferreira, 2000); no período mais recente, as evidências mais fortes sugerem convergência em clubes, com os municípios do Norte/Nordeste e do Sul/Sudeste/Centro-Oeste formando dois clubes distintos, com maior crescimento para o último, mais rico (Laurini, Andrade e Pereira, 2005; Mata *et al.*, 2006; Gondim, Barreto e Carvalho, 2007; Magalhães e Miranda, 2009).

A investigação recente das causas desses fenômenos enfatiza muito as diferenças de capital humano (Gondim, Barreto e Carvalho, 2007; Barros, 2011) e, em menor grau, o papel dos recursos naturais e variáveis geográficas (Azzoni *et al.*, 2000; Barros, 2008), fatores demográficos (Menezes, Silveira Neto e Azzoni, 2012), entre outros, enquanto a eficiência e a eficácia das políticas regionais implementadas nas últimas décadas têm sido questionadas (Ferreira, 2004). Com isso, alguns autores passaram a criticar a própria ideia de que o Brasil tem um “problema regional”, uma vez que a principal causa das diferenças de renda *per capita* seria “social”, isto é, resultante de diferenças nas características dos trabalhadores de cada região, e não de diferenças embutidas nas próprias regiões (Pessôa, 2001).

A literatura sobre as consequências das desigualdades regionais – seja lá quais forem suas causas – é bem menos numerosa. Internacionalmente, a maior parte dos trabalhos com esse enfoque trata dos efeitos das desigualdades entre países sobre a desigualdade interpessoal de renda global. As principais conclusões são de que a revolução industrial engendrou um grande aumento não só da renda *per capita* mas também da desigualdade global, mudando a estrutura dessa desigualdade: se, no início do século XIX, a maior parte da desigualdade estava dentro dos países, em meados do século XX a desigualdade global passou a ser majoritariamente decorrente de diferenças na renda média entre países. Mais recentemente, a ascensão principalmente da China e da Índia provocou alguma reversão nessa tendência, com uma pequena queda na desigualdade total e uma grande queda no percentual dessa desigualdade decorrente das diferenças entre países (Firebaugh, 2000; Goesling, 2001; Bourguignon e Morrisson, 2002; Milanovic, 2012).

No Brasil, até mesmo em função da ausência de dados representativos para recortes geográficos detalhados, a literatura correspondente ou se limita a períodos já

distantes (Azzoni, 1997b) ou é obrigada a trabalhar com recortes muito abrangentes, como o efeito de diferenças entre macrorregiões, UFs e afins sobre a desigualdade total (Barros e Mendonça, 1995; Hoffmann, 2007; Barros, Franco e Mendonça, 2007; Ulyssea, 2007; Cacciamali e Camillo, 2009; Souza e Osorio, 2011). Mesmo neste último grupo, são poucos os que cobrem o período 2005-2010, quando o crescimento pró-pobre tornou-se mais forte. De qualquer modo, as evidências indicam que as desigualdades entre regiões, entre agregados de municípios de diferentes portes e entre regiões metropolitanas e não metropolitanas caíram em ritmo um pouco mais rápido do que a desigualdade total. A análise desenvolvida nas próximas seções complementa essa literatura recente ao examinar os efeitos de diferentes recortes geográficos, dos macrorregionais aos submunicipais, e comparar os números brasileiros com os de outros países.

2 DEFINIÇÃO DOS CONCEITOS: QUAL DESIGUALDADE?

Duas das dificuldades na literatura sobre a questão regional são a própria polissemia do termo “região” e a multiplicidade de critérios utilizados para definir o que é um “problema regional” (Monasterio, 2009). Ao longo de todo o texto, o termo “região” e suas derivações serão utilizados de forma genérica como sinônimos de “recorte geográfico” ou “recorte espacial”, isto é, como qualquer forma de partição exaustiva do território nacional em unidades geográficas mutuamente excludentes. Para evitar confusão, as cinco regiões brasileiras – Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste – serão sempre chamadas de “macrorregiões”. Dessa forma, as macrorregiões, UFs, municípios e afins constituem formas alternativas de recortes regionais que diferem no grau de detalhamento, ou seja, no número e tamanho médio dos grupos resultantes. A expressão “problema regional” não será utilizada porque induz a uma discussão sobre causas que ultrapassa o escopo deste texto.

Já a definição do que são “desigualdades regionais” constitui uma questão-chave para este texto, pois seu sentido tampouco é unívoco. Embora não seja exaustiva, a tipologia elaborada por Milanovic (2005, 2012) para tratar dos estudos sobre desigualdade global ajuda a organizar a discussão. Para ele, podem-se distinguir três conceitos de desigualdade. O “conceito 1” tem como foco as diferenças nas rendas (ou produtos) *per capita* entre países (ou regiões subnacionais), mas atribui a cada país

ou região o mesmo peso, não levando em consideração as diferenças no tamanho de suas populações. A maior parte da literatura sobre convergência econômica discutida anteriormente trabalha com esse conceito. O “conceito 2” também gira em torno das rendas (ou produtos) *per capita*, mas pondera cada país ou região pela sua população. Por fim, o “conceito 3” estende o anterior ao se preocupar com a desigualdade interpessoal de renda. Em Milanovic, trata-se da desigualdade global entre indivíduos, mas o mesmo raciocínio pode ser aplicado a países tomados individualmente. Se todos os países ou regiões tiverem populações com o mesmo tamanho, os conceitos 1 e 2 se tornam idênticos; se todos os países ou regiões forem perfeitamente igualitários, os conceitos 2 e 3 passam a ser equivalentes.

O objetivo deste trabalho é investigar os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda domiciliar *per capita*. Logo, o objeto de estudo equivale ao “conceito 3”. No entanto, as cinco hipóteses enunciadas na introdução trabalham com dois conceitos distintos de desigualdade regional. As hipóteses 1, 2 e 3 pressupõem o “conceito 2”, relacionando-se à influência da desigualdade nas rendas médias *per capita* entre regiões sobre a desigualdade interpessoal total. Essa influência é medida de acordo com o componente “entre grupos” da decomposição do índice GE(0) (seção 3) com o peso de cada região sendo proporcional à sua população. No texto, essa definição é chamada de “efeitos das desigualdades regionais de primeira ordem sobre a desigualdade total”.

As hipóteses 4 e 5 partem de outro conceito de desigualdade regional, os “efeitos de segunda ordem”. Nesse caso, o que importa não são as diferenças na renda média entre regiões, mas sim as diferenças nas desigualdades internas às regiões. Assim, se todas as regiões analisadas tiverem exatamente o mesmo nível de desigualdade interna – ou se a desigualdade interna variar aleatoriamente no espaço –, então esses efeitos de segunda ordem são nulos. No entanto, se as subunidades de uma determinada região forem significativamente mais desiguais do que as de outra região, então esses efeitos podem ser consideráveis.

3 METODOLOGIA

3.1 Decomposição da desigualdade

Uma vez escolhida a medida de bem-estar ou de condições de vida – no caso, a renda domiciliar *per capita* – há uma ampla gama de medidas de desigualdade disponíveis que obedecem aos axiomas canônicos do campo e que trazem em si (implicitamente ou não) uma determinada função de bem-estar social (Atkinson, 1970).

Quando o objetivo é analisar as desigualdades regionais – ou qualquer forma de desigualdade entre grupos populacionais mutuamente exclusivos –, uma restrição adicional desejável é que a medida seja aditivamente decomponível por subgrupos mesmo que haja sobreposição na distribuição de rendimentos entre subgrupos. Essa restrição faz com que o índice de Gini seja descartado, pois, com ele, só é possível decompor perfeitamente a desigualdade em um componente “entre grupos” e outro “intragrupos” se não houver sobreposição; caso contrário, além desses dois termos, a decomposição incluirá um terceiro, o resíduo ou interação, de difícil interpretação.

Em função disso, as medidas de desigualdade mais utilizadas para decomposições regionais ou espaciais são os índices de entropia desenvolvidos por Theil, inspirados pelo conceito de redundância da teoria da informação e generalizados pelas seguintes fórmulas (Theil, 1967; Shorrocks, 1980):

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)n} \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right\}, \text{ para } \alpha \neq 0, 1 \quad (1)$$

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i \in N} \ln \left(\frac{\mu}{y_i} \right) \text{ para } \alpha = 0 \quad (2)$$

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i \in N} \frac{y_i}{\mu} \ln \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \text{ para } \alpha = 0 \quad (3)$$

onde n é o número de casos, y_i é a renda do indivíduo i , μ é a renda média e α é o parâmetro que especifica o padrão de aversão à desigualdade – quanto mais baixo, maior o peso dado à cauda inferior da distribuição (os mais pobres); quanto mais alto,

maior o peso dado à cauda superior (os mais ricos). A medida $GE(0)$ é conhecida como o L de Theil, ou desvio médio dos *logs* (*mean log deviation*), e a medida $GE(1)$ é o T de Theil. As duas medidas variam entre 0, no caso da igualdade perfeita, e $\log(N)$, no caso da maior desigualdade possível.

O $GE(0)$ e o $GE(1)$ são as únicas medidas perfeitamente decomponíveis por subgrupos, de maneira que a desigualdade total (D) pode ser expressa como a soma da desigualdade entre grupos (E) e da desigualdade intragrupos (I), ou seja: $D = E + I$. As fórmulas para o $GE(0)$ e o $GE(1)$ com k subgrupos são:

$$GE(0) = \sum_{k=1}^K p_k \cdot \log\left(\frac{\mu}{y_k}\right) + \sum_{k=1}^K p_k \cdot GE(0)_k = E + I \quad (4)$$

$$GE(1) = \sum_{k=1}^K s_k \cdot \log\left(\frac{\bar{y}_k}{\mu}\right) + \sum_{k=1}^K s_k \cdot GE(1)_k = E + I \quad (5)$$

onde p_k é a fração da população no grupo k , s_k é a fração da renda apropriada pelo grupo k , \bar{y}_k é a renda média do grupo k e $GE(0)_k$ e $GE(1)_k$ são a desigualdade interna ao grupo k .

Uma vantagem da medida $GE(0)$ sobre o $GE(1)$, como se pode depreender das fórmulas (4) e (5), é que a primeira pode ser interpretada contrafactualmente, uma vez que os fatores de ponderação são as frações de população, e não de renda (Shorrocks, 1980). Em outras palavras, ao contrário do $GE(1)$, no caso do $GE(0)$ pode-se dizer que o valor do componente entre grupos é idêntico à queda da desigualdade total que seria observada se todos os grupos tivessem a mesma renda média, pois, nesse caso, o componente entre grupos (E) cairia para zero e o intragrupos (I) permaneceria idêntico. Analogamente, a soma ponderada das desigualdades internas corresponde à queda que seria observada na desigualdade total se a distribuição de renda fosse perfeitamente igualitária dentro de todos os grupos.

Essa característica é desejável porque permite interpretações mais intuitivas dos componentes da desigualdade e, portanto, todas as análises a seguir usam a medida $GE(0)$ que, de resto, compartilha com o $GE(1)$ outra característica essencial para esta investigação: permitir a decomposição da desigualdade em múltiplos níveis. As

fórmulas (4) e (5) deixam claro que é trivial fazer esse tipo de decomposição caso os níveis inferiores sejam perfeitamente aninhados aos superiores (Cowell, 1985).

De todo modo, na prática, a escolha do GE(0) em vez do GE(1) tem poucas consequências substantivas: apesar de o primeiro apresentar maior sensibilidade aos mais pobres, empiricamente a correlação entre eles é normalmente bastante elevada (Shorrocks e Wan, 2005).

Cabe observar que um atributo ainda não completamente formalizado da decomposição das medidas de entropia generalizada diz respeito à relação entre o número de grupos (k) e o tamanho absoluto e relativo do componente entre grupos (E). Teoricamente, pode-se postular que, quanto mais alto o valor de k , maior o valor esperado de E (contribuição absoluta) e de E/D (contribuição relativa) (Novotný, 2007). Empiricamente, a meta-análise de Shorrocks e Wan (2005) confirma que a elasticidade é positiva e estatisticamente significativa, mas é difícil precisar em termos formais as relações esperadas, dada a heterogeneidade de definições e recortes espaciais. De qualquer modo, um resultado bem estabelecido é que o componente E sempre se mantém no mínimo constante caso os k grupos sejam desagregados de forma aninhada.

3.2 Preparação dos dados brasileiros

Todos os dados relativos ao Brasil utilizados neste texto são provenientes dos microdados da amostra do Censo Demográfico de 2010, conduzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As análises levam em consideração apenas os moradores de domicílios particulares permanentes (exceto pensionistas, empregados domésticos e afins), e a principal variável de interesse é a renda bruta domiciliar *per capita*.

O questionário da amostra do Censo de 2010 continha perguntas relativas a três fontes de rendimentos: trabalho principal, outros trabalhos e outros rendimentos. O IBGE faz a crítica e eventual imputação dos dados antes de sua divulgação, de forma que não há indivíduos com rendimentos ignorados ou não declarados na amostra do censo. No entanto, em comparação com as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), há um número excessivo de domicílios com renda total igual a zero. De acordo com o IBGE, isso está relacionado à tecnologia empregada para registrar os dados: em 2010, a coleta foi realizada com o auxílio de computadores de

mão cujo sistema restringia a possibilidade de os entrevistados se recusarem a declarar qual o valor dos seus rendimentos. Com isso, o IBGE desconfia que “a opção ‘não tem rendimento’ serviu, no censo, em um número significativo de situações, como alternativa para a categoria ‘ignorado’” (IBGE, 2012a), uma vez que o número de domicílios com renda zero no Censo de 2010 é semelhante ao encontrado na PNAD quando somados aos domicílios com renda ignorada.

Para os propósitos deste texto, essa questão ganha relevo especial porque a medida de desigualdade utilizada – o GE(0) – opera com logaritmos e, portanto, não leva em consideração casos com renda igual a zero. Para não descartar nenhuma informação, optou-se por imputar rendimentos para todos os domicílios com renda igual a zero.

A imputação segue modelo semelhante ao empregado pelo próprio IBGE na crítica dos dados, sendo feita pelo método de *hot deck*: as famílias são classificadas em grupos tão homogêneos quanto possível e, em seguida, cada família com renda igual a zero “recebe” a renda domiciliar *per capita* de alguma outra família aleatória do seu grupo. A classificação em grupos começou com a combinação de sete variáveis conforme descrito a seguir.²

1. Município de residência (5.565 grupos).
2. Faixa de educação do membro mais educado do domicílio (cinco faixas: sem escolaridade/ensino fundamental incompleto; fundamental completo/ensino médio incompleto; médio completo/superior incompleto; superior completo/pós-graduação incompleta; e pós-graduação completa).
3. Índice socioeconômico do domicílio (em quintos; ver os anexos A e B para o cálculo do índice).
4. Faixa de idade da pessoa de referência do domicílio (0 a 19 anos; 20 a 29 anos; 30 a 49 anos; 50 a 59 anos; 60 a 69 anos; e 70 anos ou mais).
5. Sexo da pessoa de referência (homem ou mulher).
6. Presença de cônjuge para a pessoa de referência (sim ou não).
7. Presença de crianças de até 15 anos de idade (sim ou não).

2. Várias combinações alternativas de características foram testadas, sem que os resultados diferissem significativamente. A escolha das sete variáveis finais foi guiada tanto pela sua capacidade de discriminar grupos homogêneos quanto pela possibilidade de replicar os procedimentos nos dados internacionais.

Inicialmente, o *hot deck* realizou dez sorteios aleatórios para atribuir os rendimentos dentro dos grupos definidos por essas sete variáveis, o que permitiu a imputação para mais de 90% dos domicílios com renda igual a zero. Para dar conta dos demais, foram feitas novas rodadas de imputação, suprimindo a cada passo uma variável utilizada na definição dos grupos, começando pela última (presença de crianças) e retrocedendo até a primeira.

O segundo tratamento aplicado aos dados da amostra do censo diz respeito aos rendimentos mais altos. Mesmo após a crítica feita pelo IBGE, permanecem no Censo de 2010 – assim como já acontecera com o Censo de 2000 (Hoffmann e Ney, 2008) – alguns indivíduos e domicílios com rendimentos extraordinariamente altos. Esses poucos casos afetam até os agregados nacionais, mas não há como saber se configuram erros de registro ou rendimentos efetivamente recebidos.

O procedimento mais comum nessas situações é descartar tais casos ou truncar a distribuição em um valor máximo (*topcoding*). Neste trabalho, a opção foi pelo truncamento dos dados, por um motivo principal: se esses rendimentos muito elevados não forem apenas erros, ambos os procedimentos levam à subestimação da desigualdade total, embora o problema seja bem mais agudo se os dados forem simplesmente descartados.

O truncamento foi aplicado à renda domiciliar *per capita*, tomando como referência a renda do percentil 99 da distribuição multiplicada por dez. Ou seja, todos os indivíduos com renda *per capita* superior a dez vezes à do percentil 99 – o equivalente a R\$ 65,000 – tiveram sua renda reajustada para esse valor.

A tabela 1 traz números gerais sobre os dois procedimentos, a imputação para quem tem renda domiciliar *per capita* igual a zero e o *topcoding* para os rendimentos muito elevados. Menos de 4% da população é afetada, sendo que quase todos são pertencentes ao primeiro grupo. Os efeitos sobre os indicadores de renda e desigualdade são bem modestos: a renda cresce e a desigualdade cai, mas ambas as variações são inferiores a 2%.

TABELA 1
Informações gerais sobre o Censo Demográfico de 2010

	Censo de 2010
Amostra	
Domicílios (mil)	6,113.9
Domicílios, expandido (mil)	57,620.6
Fração amostral (%)	10,7
Pessoas (mil)	20,498.3
Pessoas, expandido (mil)	189,467.3
Fração amostral (%)	10,8
População expandida	
Com renda <i>per capita</i> igual a zero (mil)	7,003.0
Com renda <i>per capita</i> igual a zero (%)	3,70
Com renda <i>per capita</i> truncada (mil)	30,5
Com renda <i>per capita</i> truncada (%)	0,02
Renda domiciliar <i>per capita</i> média	
Original (R\$ 2010)	767
Após imputação e truncamento (R\$ 2010)	781
Variação (%)	+1,8%
Desigualdade da renda domiciliar <i>per capita</i>	
GE(0) original ¹	0.680
GE(0) após imputação e truncamento	0.669
Variação (%)	-1,7

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: ¹Exclui indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual a zero.

3.3 Seleção e preparação dos dados internacionais

São muito poucos os países com dados comparáveis aos do censo brasileiro. Apenas as pesquisas censitárias se aproximam do tamanho da amostra e do grau de representatividade regional do Censo de 2010, mas quase nunca elas coletam informações sobre rendimentos. Excluindo o Brasil, somente sete dos outros 67 países – pouco mais de 10% – com microdados de amostras de censos populacionais disponíveis no *IPUMS-International* (Minnesota Population Center, 2011)³ coletam ou coletaram em algum momento informações que permitam construir a renda bruta

3. O *Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS) - International* é o maior repositório público de microdados de censos populacionais no mundo. Mantido pelo Minnesota Population Center, da Universidade de Minnesota, o *IPUMS-International* oferece acesso a mais de 210 censos de quase 68 países, cobrindo o período de 1960 a 2010. Até março de 2013, o censo brasileiro de 2010 ainda não estava disponível no *site*. Ver <<http://international.ipums.org/international/index.shtml>>.

domiciliar *per capita* dos indivíduos. Mais ainda, apenas cinco dos sete possuem dados recentes, isto é, coletados a partir de 2000.

Considerando tanto a qualidade dos dados quanto o interesse substantivo da comparação, foram escolhidos apenas dois dos cinco países: Estados Unidos e México.⁴ Felizmente, os dois são possivelmente os países cuja comparação com o Brasil é a mais interessante. Afinal, Estados Unidos, Brasil e México são os três países mais populosos das Américas, somando mais de dois terços da população e mais de 80% do PIB com paridade de poder de compra (PPP) da região. Mais ainda, os três países são repúblicas federativas constitucionais, com organizações político-administrativas relativamente similares.

Em termos socioeconômicos, o México é obviamente o mais parecido com o Brasil, seja no que diz respeito ao PIB *per capita* – em 2010, respectivamente, \$13,977 e \$11,314, em dólares internacionais com PPP –⁵ seja no que se refere aos altos níveis históricos de desigualdade, seja à tendência recente de queda da desigualdade e da pobreza e de expansão de programas de transferências de renda condicionadas (Soares *et al.*, 2009; López-Calva e Lustig, 2010). As desigualdades entre regiões e entre estados são elevadas, sem que haja evidências de convergência quando se toma como referência o PIB *per capita*. A literatura recente mostra, ao contrário, alguma tendência de divergência – beta e sigma – desde meados dos anos 1980 (Rodríguez-Oreggia, 2005; García-Verdú, 2005; Baylis, Garduño-Rivera e Piras, 2012).

Já os Estados Unidos são um país muito mais rico, com PIB *per capita* cerca de quatro vezes maior do que o do Brasil e do México. A maior parte da literatura aponta para significativa convergência entre estados ao longo do século XX, de modo que a desigualdade regional americana é baixa mesmo se comparada a outros países desenvolvidos (Barro e Sala-i-Martin, 1991; Rey e Montouri, 1999; Shankar e Shah, 2003; Milanovic, 2011). Estudos sobre desigualdade interpessoal de rendimentos

4. Os outros três países são África do Sul (Censos de 2001 e 2007), Porto Rico (2000 e 2005) e Venezuela (2001). Os dados sul-africanos foram descartados porque as variáveis de renda são categóricas (por faixas), e não contínuas. Porto Rico foi descartado por não ser politicamente independente, uma vez que se trata de um território dos Estados Unidos. Os dados venezuelanos foram desconsiderados em função do alto percentual de indivíduos com rendimentos ignorados em alguma fonte de renda.

5. Informações do *World Economic Outlook – October 2012*, do Fundo Monetário Internacional (FMI). Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2012/02/weodata/index.aspx>>.

colocam os Estados Unidos como um dos mais desiguais – ou mesmo o mais desigual – dos países desenvolvidos. Embora o aumento da desigualdade de renda desde meados dos anos 1970 tenha ocorrido em vários países, a trajetória americana foi particularmente negativa, e, hoje, o país tem níveis de desigualdades mais próximos de alguns países em desenvolvimento do que dos países desenvolvidos mais igualitários (Kenworthy e Pontusson, 2005; Atkinson, Piketty e Saez, 2011; Wang e Caminada, 2011).

As informações principais sobre os dados americanos e mexicanos estão na tabela 2. Nos dois casos, foram utilizadas as amostras dos censos conduzidos em 2000, ao contrário do Brasil. Tanto os Estados Unidos quanto o México possuem censos mais recentes, cujo uso foi descartado por diferentes motivos. No caso americano, a fração amostral dos dados mais recentes é bem menor do que os 5% registrados em 2000. Como a amostra do censo brasileiro é ainda maior, cobrindo mais de 10% da população, optou-se por maximizar o tamanho da amostra em nome da comparabilidade. No caso mexicano, nem os dados de 2005 nem os de 2010 disponíveis no *IPUMS-International* continham informações sobre rendimentos.

As únicas outras características que afetam em algum grau a comparabilidade dos dados dizem respeito aos períodos de referência para a coleta dos rendimentos e o tratamento das informações. No México e no Brasil, a pergunta é sobre renda no último mês, enquanto nos Estados Unidos a referência é o ano-calendário anterior. Além disso, nos Estados Unidos, os empreendedores e proprietários podem declarar rendimentos negativos quando obtêm prejuízos com seus negócios, o que não ocorre no Brasil nem no México. Finalmente, os microdados do censo mexicano são os únicos que contêm indivíduos com rendimentos não declarados ou ignorados.

De qualquer modo, embora a comparabilidade não seja perfeita, nenhuma das diferenças entre as três pesquisas parece drástica o suficiente para inviabilizar a análise. Pelo contrário, a replicação dos mesmos procedimentos, com pequenas adaptações, é capaz de aproximar substancialmente os três censos.

TABELA 2
Informações gerais sobre os censos dos Estados Unidos e México

	Estados Unidos	México
Informações básicas		
Nome oficial	Census of Population and Housing	XII Censo de Población y Vivienda
Ano do censo	2000	2000
Responsável	United States Census Bureau	Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (Inegi)
Amostra ¹		
Domicílios (mil)	5,273.8	2,312.0
Domicílios, expandido (mil)	105,553.6	22,639.8
Fração amostral (%)	5,0	10,2
Pessoas (mil)	13,614.8	10,057.8
Pessoas, expandido (mil)	272,053.1	96,590.1
Fração amostral (%)	5,0	10,4
Captação da renda individual		
Definição	Renda bruta	Renda bruta
Universo	Pessoas de 15 anos ou mais	Pessoas de 12 anos ou mais
Período de referência	Anual	Mensal
Grau de detalhe	Oito fontes de rendimentos ²	Seis fontes de rendimentos ³
Rendimentos negativos?	Sim, 0,29% da população total	Não
Rendimentos ignorados?	Não	Sim, 2,4% da população total
Renda domiciliar <i>per capita</i>		
Pessoas em domicílios com renda zero ou com membros com renda negativa (%)	1,30	5,20
Pessoas com renda acima da linha de truncamento (%)	0,00	0,06

Fontes: Microdados do US Census of Population and Housing 2000 e do XII Censo de Población y Vivienda.

Notas: ¹ Apenas moradores de domicílios particulares permanentes, exclusive pensionistas, empregados domésticos e afins.

² As oito fontes são: renda do trabalho para assalariados; renda de negócios para os empreendedores e proprietários; juros, dividendos, aluguéis e *royalties*; aposentadorias e pensões da seguridade social; pensões por morte ou incapacidade exceto da seguridade social; benefícios para idosos ou portadores de deficiência pobres (Supplemental Security Income); outros benefícios assistenciais estatais; e outros rendimentos.

³ As seis fontes são: trabalho; aposentadorias e pensões; remessas de parentes no exterior; doações de parentes no próprio país; assistência social (Procampo ou Progres); e outros rendimentos.

No caso do censo americano, em primeiro lugar, todas as rendas negativas foram substituídas por zero e, em seguida, foi feito o *hot deck* para imputação de rendimentos para domicílios com renda total igual a zero. Esse *hot deck* foi basicamente idêntico ao aplicado aos dados brasileiros, com uma única diferença: a variável índice socioeconômico foi excluída em virtude da ausência de informações necessárias para

sua construção. Como não havia pessoas com renda *per capita* mais de dez vezes maior do que a do percentil 99, não foi necessário fazer o truncamento.⁶

No censo mexicano, uma etapa preliminar se fez necessária: a imputação dos rendimentos individuais para as pessoas com renda ignorada. A imputação foi feita por *hot deck* nos mesmos moldes do utilizado para os domicílios com renda zero. As únicas diferenças foram as unidades de imputação (pessoas, em vez de domicílios) e as variáveis escolhidas para delimitar os grupos: estados (32 estados), faixas de educação (dez faixas), posição na ocupação (cinco posições, inclusive “não trabalha”), código ocupacional (onze códigos, inclusive “não trabalha”), faixas de idade (oito faixas), sexo (dois grupos) e indicação de pessoa portadora de deficiência (dois grupos). As rodadas sucessivas do *hot deck* descartaram variáveis de trás para frente, isto é, começando pela *dummy* para portadores de deficiência. Mais de 90% dos casos com renda ignorada tiveram imputação bem-sucedida na primeira rodada.

As demais etapas foram as mesmas aplicadas ao censo brasileiro: *hot deck* para imputar renda para domicílios com renda zero e truncamento dos rendimentos *per capita* extraordinariamente altos. O conjunto de variáveis utilizado no *hot deck* foi relativamente semelhante, mas não idêntico, ao empregado no censo brasileiro. De todo modo, os resultados são robustos a especificações alternativas (anexos A e B).

Assim como no caso brasileiro, os procedimentos de preparação dos dados têm impactos muito pequenos sobre as rendas médias e a desigualdade medida pelo GE(0). Nos Estados Unidos, a renda cresce 0,35% e a desigualdade, 0,86%. No México, a renda cai 0,63% e a desigualdade diminui 4,1%.

3.4 Recortes regionais para a decomposição

O Censo de 2010 permite detalhamento regional maior do que os censos americano e mexicano, até mesmo em função da inexistência de determinadas divisões nos outros países. Logo, os dados brasileiros foram analisados em dois diferentes níveis de agregação: uma decomposição detalhada e outra resumida.

6. Em nome da confidencialidade, o Census Bureau americano faz o *topcoding* prévio individual de cada fonte de rendimento. O valor de corte é arbitrário e varia tanto em função da fonte quanto do estado de moradia; para os indivíduos com renda acima do corte, a informação declarada é substituída pela renda mediana dos indivíduos nesta situação em cada estado. Disponível em: <<https://usa.ipums.org/usa/volii/00topcode.shtml#5person>>.

A decomposição detalhada aproveita todas as informações existentes no Censo de 2010 em uma estrutura hierárquica aninhada com sete níveis: no mais alto, estão as macrorregiões agregadas (dois grupos: Sul/Sudeste/Centro-Oeste e Norte/Nordeste); macrorregiões (cinco: Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste); UFs (27, inclusive o Distrito Federal); mesorregiões (137); microrregiões (558); municípios (5.565); e áreas de ponderação (10.184). Cada nível da hierarquia está perfeitamente aninhado no nível anterior, isto é, cada nível corresponde simplesmente à divisão interna das unidades do nível anterior.

Os diferentes níveis dessa hierarquia possuem graus distintos de institucionalização. Três dos sete níveis representam recortes reconhecidos pela divisão administrativa brasileira. As macrorregiões não são entes federativos, mas contam com instituições formais específicas, como os fundos constitucionais e autarquias como a Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene). Já as UFs e os municípios são as entidades subnacionais autônomas constitutivas da República Federativa do Brasil.

Os outros quatro níveis representam recortes puramente socioeconômicos. A definição das macrorregiões agregadas é motivada não só por critérios históricos e econômicos mas também pelos trabalhos que apontam para a formação de “clubes de convergência” entre Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste (Laurini, Andrade e Pereira, 2005; Mata *et al.*, 2006; Gondim, Barreto e Carvalho, 2007; Magalhães e Miranda, 2009). As mesorregiões são agregados de municípios dentro de uma mesma UF e foram definidas pelo IBGE no final dos anos 1980, a partir de critérios sociais e naturais, com a ambição de ser mais do que um recorte geográfico meramente nominal:

Entende-se por mesorregião uma área individualizada em uma Unidade da Federação que apresenta formas de organização do espaço geográfico definidas pelas seguintes dimensões: o processo social como determinante, o quadro natural como condicionante e a rede de comunicação e de lugares como elemento de articulação espacial. Estas três dimensões possibilitam que o espaço delimitado como mesorregião tenha uma identidade regional. Esta identidade é uma realidade construída ao longo do tempo pela sociedade que aí se formou (IBGE, 1990, p. 8).

As microrregiões foram definidas na mesma ocasião e são constituídas por subdivisões das mesorregiões que levam em consideração, sobretudo, a estrutura da produção e a interação espacial dos municípios (IBGE, 1990, p. 10).

Por fim, as áreas de ponderação são os menores recortes geográficos para os quais os microdados do Censo de 2010 produzem informações representativas: trata-se de agregados de setores censitários dentro de um mesmo município, definidos para atender demandas dos governos locais por dados intramunicipais.

Apenas 1.041 dos 5.565 municípios brasileiros foram subdivididos em áreas de ponderação. *Grosso modo*, esses são os maiores municípios do Brasil. Nesses casos, foram utilizados dois critérios distintos: para os cerca de 120 maiores municípios, a definição das áreas de ponderação foi feita pelos governos locais, sendo restrita apenas pelos critérios de contiguidade de setores censitários e tamanho mínimo de quatrocentos domicílios particulares ocupados por área de ponderação na amostra. Os outros municípios foram subdivididos por métodos automáticos que tomavam como critério o tamanho mínimo, contiguidade e homogeneidade socioeconômica dos setores censitários (IBGE, 2012b). As áreas de ponderação nos demais 4.524 municípios do Brasil são idênticas aos próprios domicílios.

Para a comparação com Estados Unidos e México, a decomposição resumida dos dados brasileiros lança mão apenas de macrorregiões agregadas, macrorregiões, estados e municípios. Com isso, é possível aproximar sensivelmente os recortes regionais dos três países.

Nos Estados Unidos, as macrorregiões agregadas e macrorregiões são as “*regions*” e “*divisions*” definidas pelo US Census Bureau. Os estados americanos – incluindo o Distrito Federal (DF) – são o equivalente das UFs no Brasil. A maior diferença entre os dois países está no nível municipal: por um lado, os Estados Unidos possuem uma grande variedade de arranjos locais, como condados, municípios, cidades independentes e afins; por outro, em nome da confidencialidade, o US Census Bureau só permite a identificação nos microdados dos condados, cidades e afins mais populosos.

Para suprir essa lacuna, desde os anos 1960, os estados são divididos também em *Public Use Microdata Areas* (Pumass), partições exaustivas e não sobrepostas com população entre 100 e 400 mil moradores. Definidas principalmente pelos governos estaduais, as Pumass não correspondem necessariamente a divisões político-administrativas, mas consistem, de modo geral, em territórios contíguos que, na medida do possível, seguem os contornos dessas divisões, como condados, áreas metropolitanas e afins (US Census

Bureau, 2008). Dessa forma, a análise adiante toma essas regiões como o equivalente funcional dos municípios brasileiros na decomposição.

O caso mexicano é mais simples: as oito macrorregiões convencionais, estabelecidas a partir de critérios naturais e históricos, podem ser agrupadas em três macrorregiões agregadas. Abaixo de ambas, os 32 estados – incluindo o DF – ocupam a mesma posição na hierarquia político-administrativa que no Brasil e nos Estados Unidos. Finalmente, o menor recorte geográfico é composto pelos 2.443 municípios mexicanos (inclusive as *delegaciones* do DF).

A tabela 3 apresenta informações básicas sobre os recortes regionais no Brasil, nos Estados Unidos e no México. Nos três casos, é possível chegar até níveis bastante detalhados, em especial nas áreas de ponderação brasileiras.

TABELA 3

Informações gerais sobre os recortes regionais utilizados na decomposição da desigualdade – Brasil (2010), Estados Unidos (2000) e México (2000)

Regiões equivalentes	Brasil		Estados Unidos		México	
	#	População média (mil)	#	População média (mil)	#	População média (mil)
Macrorregiões agregadas	2	94.734	4	68.013	3	32.197
Macrorregiões	5	37.893	9	30.228	8	12.074
UFs	27	7.017	51	5.334	32	3.018
Mesorregiões	137	1.383	-	-	-	-
Microrregiões	558	340	-	-	-	-
Municípios	5.565	34	2.071	131	2.443	40
Áreas de ponderação	10.184	19	-	-	-	-

Fontes: Microdados do Censo Demográfico de 2010, do Census of Population and Housing 2000 e do XII Censo de Población y Vivienda.

4 EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS DE PRIMEIRA ORDEM SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA

As desigualdades regionais de primeira ordem são relacionadas às diferenças na renda média *per capita* entre regiões, seja como forem definidas, e, portanto, podem ser captadas empiricamente pelo componente “entre grupos” da decomposição do GE(0).

A tabela 4 traz a decomposição detalhada da desigualdade para o Brasil em 2010. Como os recortes geográficos são aninhados, a coluna “contribuição marginal absoluta” mostra a variação do componente “entre grupos” quando se passa do nível imediatamente superior para um nível abaixo. Assim, por exemplo, a contribuição marginal das macrorregiões em relação ao nível anterior (macrorregiões agregadas) é quase nula, o que significa que a diferenciação entre macrorregiões dentro das macrorregiões agregadas praticamente não contribui em nada para explicar a desigualdade de renda domiciliar *per capita* no Brasil. O resíduo é a desigualdade intragrupos remanescente, ou seja, a desigualdade dentro das áreas de ponderação.

TABELA 4

Brasil: decomposição da desigualdade de renda domiciliar *per capita* por recortes regionais detalhados (2010)

Regiões	Contribuição marginal absoluta	Contribuição acumulada absoluta	Contribuição marginal relativa (%)	Contribuição acumulada relativa (%)
Macrorregiões agregadas	0.050	0.050	7,5	7,5
Macrorregiões	0.001	0.051	0,1	7,6
UFs	0.011	0.062	1,6	9,2
Mesorregiões	0.034	0.096	5,1	14,3
Microrregiões	0.021	0.117	3,2	17,5
Municípios	0.034	0.151	5,1	22,6
Áreas de ponderação	0.085	0.236	12,7	35,3
Resíduo		0.432	64,7	100
Desigualdade total		0.669	100	100

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

Os dados corroboram a primeira hipótese, que estipula que, mesmo recortes regionais pouco detalhados, explicam um percentual significativo da desigualdade total. A desigualdade entre Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste – ou seja, apenas dois grupos – corresponde a quase 8% da desigualdade total, o que é compatível com a literatura recente.

Mesmo após uma década de melhora contínua dos indicadores econômicos e sociais, as disparidades entre as duas macrorregiões agregadas permanecem enormes. Juntas, as regiões Norte e Nordeste concentram 36% da população brasileira, mas apenas 22% da renda total, o que faz com que a sua renda domiciliar *per capita* seja basicamente a metade da registrada no Sul, Sudeste e Centro-Oeste (R\$ 479 contra R\$ 952).

O efeito, no entanto, não se estende aos recortes imediatamente posteriores. As diferenciações entre macrorregiões dentro das macrorregiões agregadas e entre UFs dentro das macrorregiões têm pouco peso na explicação da desigualdade total (menos de 2%).

A segunda hipótese, que prevê que desigualdades entre recortes mais detalhados explicariam a maior parte da desigualdade de renda no Brasil, não se sustenta. A desigualdade brasileira é majoritariamente local: quase 80% é intramunicipal e não intermunicipal. Mesmo quando se desce para grupos tão pequenos e supostamente homogêneos quanto às áreas de ponderação, quase dois terços da desigualdade total permanecem não explicados.

Trata-se de uma desigualdade entre vizinhos, vale dizer, entre indivíduos e famílias que moram em uma mesma área de ponderação e que muito provavelmente se esbarram em sua vida cotidiana. Isso não significa que as desigualdades regionais de primeira ordem devam ser ignoradas, mas aponta os limites de sua influência sobre a distribuição interpessoal de renda.

Em outras palavras, a desigualdade vai muito além de diferenças nos rendimentos médios entre regiões, sejam elas macrorregiões agregadas ou áreas de ponderação. No entanto, não se podem desconsiderar totalmente essas disparidades regionais, em especial porque estão ligadas ao que antigamente seria chamado de “problema no padrão de desenvolvimento”, fundado em uma grande oposição entre duas macrorregiões agregadas. As contribuições marginais de partições mais detalhadas, pelo menos até o nível dos municípios, são bem menos consequentes para a desigualdade como um todo quando comparadas à contribuição do nível mais agregado. Essa conclusão se torna ainda mais forte quando se leva em conta o número de grupos: nem mesmo a passagem de 558 microrregiões para 5.565 municípios gera uma contribuição marginal tão alta.

A tabela 5 apresenta a comparação com os Estados Unidos e o México, que reforça esses pontos e permite a avaliação da terceira hipótese. Esta sugere que a desigualdade regional brasileira é particularmente alta; portanto, apenas mudanças nesse componente já seriam suficientes para aproximar nossa desigualdade total dos níveis observados em países desenvolvidos.

TABELA 5

Brasil: decomposição da desigualdade de renda domiciliar *per capita* por recortes regionais resumidos (2010), Estados Unidos (2000) e México (2000)

A) Contribuições absolutas para a desigualdade total						
Regiões equivalentes	Brasil		Estados Unidos		México	
	Contribuição marginal	Contribuição acumulada	Contribuição marginal	Contribuição acumulada	Contribuição marginal	Contribuição acumulada
Macrorregiões agregadas	0.050	0.050	0.002	0.002	0.022	0.022
Macrorregiões	0.001	0.051	0.001	0.003	0.015	0.037
UFs	0.011	0.062	0.003	0.006	0.014	0.051
Municípios	0.090	0.151	0.043	0.049	0.075	0.127
Resíduo	0.517		0.362		0.472	
Desigualdade total	0.669		0.411		0.599	

B) Contribuições relativas para a desigualdade total (%)						
Regiões equivalentes	Brasil		Estados Unidos		México	
	Contribuição marginal	Contribuição acumulada	Contribuição marginal	Contribuição acumulada	Contribuição marginal	Contribuição acumulada
Macrorregiões agregadas	7,5	7,5	0,4	0,4	3,6	3,6
Macrorregiões	0,1	7,6	0,4	0,8	2,5	6,2
UFs	1,6	9,2	0,7	1,6	2,4	8,6
Municípios	13,4	22,6	10,4	12,0	12,6	21,2
Resíduo	77,4	100	88,0	100	78,8	100
Desigualdade total	100		100		100	

Fontes: Microdados do Censo Demográfico de 2010, do Census of Population and Housing 2000 e do XII Censo de Población y Vivienda.

Os resultados refutam essa hipótese. Embora sejam mais desiguais do que boa parte dos países desenvolvidos, os Estados Unidos permanecem muito mais igualitários do que o Brasil ou o México, de forma que mudanças nos componentes “entre grupos” não seriam suficientes. O índice GE(0) brasileiro é mais de 60% mais alto que o americano; já o mexicano é 46% maior.

Esse abismo é tão grande que, mesmo que o Brasil fosse o único país do mundo que conseguisse igualar a renda *per capita* de todos os seus municípios (sem alterar a desigualdade interna a eles), nossa desigualdade de renda permaneceria muito elevada, com um índice GE(0) equivalente a 0.517, valor mais próximo do mexicano que do americano.

Isso não significa que as desigualdades regionais brasileiras sejam comparáveis às americanas. Nos Estados Unidos, os valores absolutos são bem mais baixos para

todos os recortes e a contribuição relativa do resíduo é muito maior: quase 90% da desigualdade é intramunicipal. Apesar disso, nem mesmo a erradicação da desigualdade regional de primeira ordem seria suficiente para aproximar os dois países, porque mais de 60% da diferença entre os níveis de desigualdade no Brasil e nos Estados Unidos decorrem do resíduo, isto é, da desigualdade ponderada intramunicipal.

A comparação com o México mostra, inclusive, que as desigualdades regionais brasileiras não são excepcionais se comparadas a outros países em desenvolvimento, o que já havia sido encontrado pela literatura que usa o “conceito 1” de desigualdade e analisa as diferenças na renda *per capita* entre regiões, sem ponderar pelos seus tamanhos relativos (Shankar e Shah, 2003).

A diferença entre Brasil e México está mais na estrutura do que nos níveis dos componentes “entre regiões”. Especialmente em termos relativos, a contribuição acumulada até o nível municipal é semelhante, mas no Brasil as disparidades entre macrorregiões agregadas têm o dobro do peso em pontos percentuais.

5 EFEITOS DAS DESIGUALDADES REGIONAIS DE SEGUNDA ORDEM SOBRE A DESIGUALDADE INTERPESSOAL DE RENDA

As desigualdades regionais de segunda ordem recebem muito menos atenção na literatura sobre o tema, mas os resultados encontrados neste estudo sugerem que sua importância não deve ser minimizada. Essas desigualdades decorrem do fato de que os próprios resíduos – isto é, a desigualdade intragrupos remanescente – não se distribuem aleatoriamente pelo espaço. Os próprios níveis da desigualdade não explicada muitas vezes seguem padrões regionais bastante claros, como mostra a tabela 6, que traz a decomposição, em separado, para as duas macrorregiões agregadas brasileiras.

Os resultados confirmam amplamente a quarta hipótese, estabelecendo que os efeitos das desigualdades regionais de segunda ordem são tão importantes para explicar a desigualdade total quanto os das desigualdades de primeira ordem. O fato de que o $GE(0)$ no Norte/Nordeste é quase 30% maior do que o do Sul/Sudeste/Centro-Oeste é decisivo: se esse $GE(0)$ caísse de 0.720 para os 0.561 observados na outra macrorregião agregada, a desigualdade brasileira total diminuiria de 0.669 para 0.611, uma queda de 8,6%.

TABELA 6

Decomposição da desigualdade de renda domiciliar *per capita* por recortes regionais detalhados para as macrorregiões agregadas – Brasil (2010)

Regiões	Norte/Nordeste			Sul/Sudeste/Centro-Oeste		
	Contribuição marginal absoluta	Contribuição marginal relativa (%)	Contribuição acumulada (%)	Contribuição marginal absoluta	Contribuição marginal relativa (%)	Contribuição acumulada (%)
Macrorregiões	0.001	0,1	0,1	0.000	0,0	0,0
UFs	0.007	1,0	1,1	0.013	2,4	2,4
Mesorregiões	0.062	8,6	9,7	0.018	3,2	5,6
Microrregiões	0.035	4,8	14,5	0.014	2,5	8,1
Municípios	0.035	4,8	19,3	0.034	6,1	14,2
Áreas de ponderação	0.072	10,0	29,4	0.092	16,4	30,6
Resíduo	0.509	70,6	100	0.389	69,4	100
Desigualdade total	0.720		100	0.561		100

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

Isto significa que os efeitos de segunda ordem das desigualdades regionais brasileiras estão longe de ser uma preocupação menor se o objetivo for diminuir a desigualdade interpessoal de renda no país como um todo. Pelo contrário, eles precisam ser levados em consideração até mesmo para evitar que intervenções visando reduzir os efeitos de primeira ordem tenham como resultado aumentar os efeitos de segunda ordem, o que pode ocorrer caso beneficiem principalmente os indivíduos mais ricos que vivem nas regiões mais pobres.

A conclusão não muda se mantivermos constantes as desigualdades regionais internas às duas macrorregiões agregadas, que seguem mais ou menos o mesmo padrão, apenas com mais peso para as diferenças entre mesorregiões no Norte/Nordeste: 75% das diferenças entre os GE(0) decorre dos resíduos, isto é, do fato que a desigualdade média dentro das áreas de ponderação do Norte/Nordeste é 31% maior do que no Sul/Sudeste/Centro-Oeste. Se somente a desigualdade média ponderada interna às áreas de ponderação do Norte/Nordeste fosse igualada à do Sul/Sudeste/Centro-Oeste, a queda da desigualdade seria apenas um pouco menor, de 0.669 para 0.625 (6,5%).

Três objeções principais podem ser feitas e descartadas. Primeiro, pode-se especular que a desigualdade interna do Sul/Sudeste/Centro-Oeste já é muito baixa e que, portanto, se trataria de um parâmetro de referência muito exigente. Essa objeção não se sustenta porque o $GE(0)$ dessa macrorregião agregada (0.561) é quase tão alto quanto o do México como um todo. Isso se aplica também às desigualdades internas a municípios e áreas de ponderação – respectivamente, 0.481 e 0.389 –, que são comparáveis à dos Estados Unidos como um todo, muito embora se refiram a recortes regionais muito mais finos.

Segundo, pode-se objetar que as diferenças entre macrorregiões agregadas decorrem da incomparabilidade da população dos grupos. No entanto, não há diferenças óbvias de tamanho: por exemplo, tanto a população média quanto a mediana das áreas de ponderação são quase idênticas no Norte/Nordeste e no Sul/Sudeste/Centro-Oeste.

Terceiro, tampouco se pode afirmar que esses efeitos de segunda ordem decorrem de *outliers*. Como mostra o gráfico 1, as diferenças são proeminentes ao longo de toda a distribuição, e os números do Sul/Sudeste/Centro-Oeste são consideravelmente mais baixos.⁷ Por exemplo, enquanto pouco mais de 90% dos municípios e áreas de ponderação desta última macrorregião agregada possuem desigualdade interna de até 0.500, apenas cerca de 40% dos municípios e áreas de ponderação do Norte/Nordeste estão abaixo desse valor.

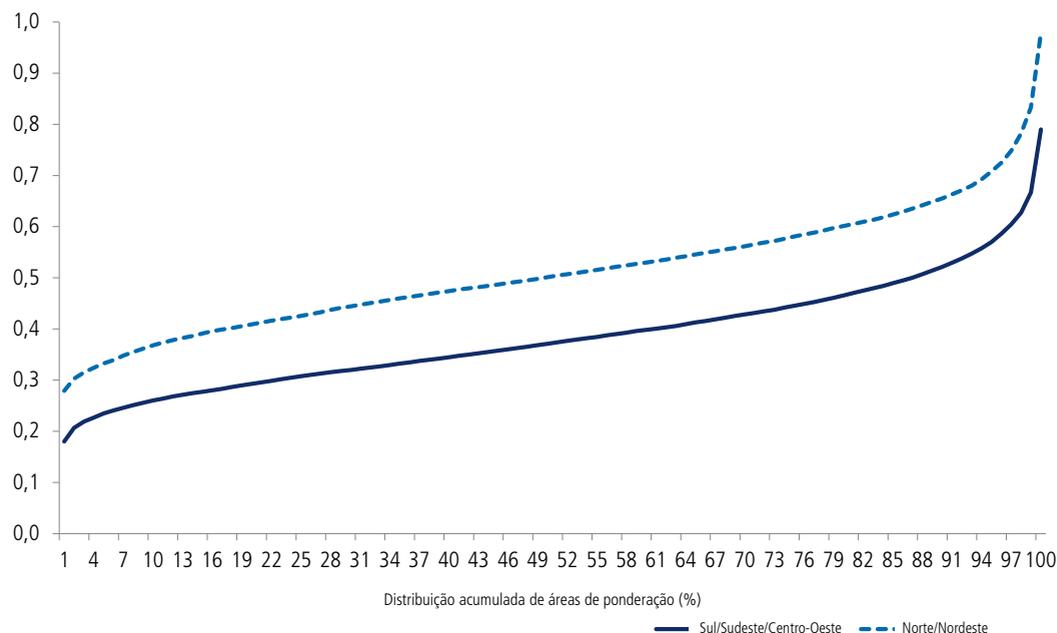
A tabela 7 complementa a análise com números relativos às desigualdades internas, às macrorregiões agregadas e à desigualdade residual (intramunicipal) nas decomposições para o Brasil (decomposição resumida), Estados Unidos e México.

7. Como a distribuição acumulada de acordo com sua desigualdade é muito parecida, seja para municípios ou áreas de ponderação, optou-se para poupar espaço, por apresentar apenas o gráfico destas últimas.

GRÁFICO 1

Distribuição acumulada dos índices GE(0) das áreas de ponderação, por macrorregião agregada – Brasil (2010)

(GE(0) da área de ponderação)



Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

TABELA 7

Decomposição regional da renda domiciliar *per capita*: desigualdade total e resíduo intramunicipal – Brasil (2010), Estados Unidos (2000) e México (2000)

Países e macrorregiões agregadas	Desigualdade absoluta		Desigualdade relativa
	Total	Resíduo (intramunicipal)	Resíduo (intramunicipal) (%)
Brasil			
Norte/Nordeste	0.720	0.581	80,7
Sul/Sudeste/Centro-Oeste	0.561	0.481	85,8
Estados Unidos			
Nordeste	0.415	0.354	85,3
Meio-Oeste	0.352	0.319	90,7
Sul	0.423	0.383	90,4
Oeste	0.439	0.377	85,9
México			
Norte	0.501	0.457	91,1
Central	0.550	0.481	87,6
Sul	0.786	0.640	81,5

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010, do Census of Population and Housing 2000 e do XII Censo de Población y Vivienda.

A partir dela, é possível refutar a quinta e última hipótese, que prevê que os efeitos de segunda ordem são especialmente altos no Brasil. No México, a macrorregião agregada mais pobre – o Sul – é também substancialmente mais desigual que as demais. O contraste é até mais extremo do que no caso brasileiro, uma vez que as regiões Norte e Central são menos desiguais do que o Sul/Sudeste/Centro-Oeste e a renda no Sul mexicano é ainda mais concentrada do que no Norte/Nordeste.

O efeito de segunda ordem é atenuado pelo fato de o Sul compreender apenas 16% da população mexicana. Ainda assim, caso o GE(0) dessa macrorregião agregada caísse para a média entre Norte e Central – ou seja, de 0.786 para 0.525 –, o GE(0) mexicano cairia 7%. Se apenas as desigualdades intramunicipais, que explicam a maior parte do “excesso” de desigualdade no Sul, fossem equalizadas, a queda seria de 5%. Esses dois percentuais são inferiores aos calculados para o Brasil, mas não muito.

É difícil sustentar, portanto, que o padrão brasileiro seja excepcional. No máximo, pode-se postular uma possível clivagem entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento, uma vez que, como mostra a tabela 7, esses efeitos de segunda ordem são pequenos nos Estados Unidos. Nenhuma das macrorregiões agregadas deste país é marcadamente mais desigual do que outras; pelo contrário, apenas o Meio-Oeste é um pouco mais igualitário.

6 CONCLUSÕES

O objetivo deste texto foi investigar os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda domiciliar *per capita* brasileira. A partir dos microdados do Censo de 2010 e de comparações internacionais, o trabalho buscou avaliar o quão importantes são essas desigualdades para a explicação dos ainda elevados níveis de concentração de renda no Brasil. Dessa forma, as causas dessas desigualdades não foram abordadas, mas apenas suas consequências para a distribuição de renda.

Dois tipos distintos de desigualdades regionais foram definidos: os chamados “efeitos das desigualdades regionais de primeira ordem” são os mais estudados pela literatura e correspondem à influência das diferenças nas rendas *per capita* entre regiões sobre a desigualdade interpessoal total. Os “efeitos de segunda ordem” dizem respeito às diferenças nas desigualdades internas às regiões.

Três das cinco hipóteses testadas estão relacionadas aos efeitos de primeira ordem. A primeira hipótese foi confirmada: mesmo recortes regionais pouco detalhados – no caso, macrorregiões agregadas – explicam um percentual significativo da desigualdade total no Brasil. A diferença na renda média entre Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste responde por quase 8% da desigualdade. Esse efeito, no entanto, não é constante para recortes regionais mais finos: a contribuição marginal da partição em macrorregiões e UFs é relativamente pequena.

A segunda hipótese postulava que a decomposição desagregada em nível municipal e submunicipal seria capaz de explicar a maior parte da desigualdade no Brasil, o que não foi confirmado pelos dados. A maior parte – cerca de dois terços – da desigualdade brasileira é local, ou seja, entre indivíduos que moram dentro das mesmas áreas de ponderação. Trata-se, vale dizer, de uma desigualdade entre vizinhos, com uma característica quase fractal: por mais que se desça para recortes menores, continua-se a encontrar níveis elevados de desigualdade.

A terceira hipótese também foi refutada: com efeito, a desigualdade regional no Brasil é bem maior do que nos Estados Unidos, mas, mesmo que todos os municípios do país tivessem exatamente a mesma renda *per capita*, a distribuição de renda no Brasil continuaria muito mais concentrada do que a americana, que, por sua vez, já é bem mais desigual do que a de outros países desenvolvidos. O índice GE(0) brasileiro só vai se aproximar dos padrões desses países se a desigualdade local – dentro dos municípios e das áreas de ponderação – for substancialmente reduzida.

Em comparação com o México, o Brasil é um pouco mais desigual, em termos absolutos, tanto no que diz respeito à desigualdade regional quanto total. Os efeitos de primeira ordem, portanto, são anormalmente elevados quando comparados aos países desenvolvidos, mas apenas médios ou medianos quando outros países em desenvolvimento são tomados como referência. Ressalta-se, no entanto, que a estrutura desses efeitos varia: uma peculiaridade brasileira é o grande peso das diferenças entre macrorregiões agregadas.

A quarta hipótese, ao contrário das anteriores, foi amplamente confirmada: os efeitos de segunda ordem das desigualdades regionais são tão importantes para a desigualdade total quanto os de primeira ordem. Reduzir a desigualdade local no Norte/

Nordeste para os níveis ainda elevados encontrados no Sul/Sudeste/Centro-Oeste derrubaria a desigualdade de renda no Brasil entre 6,5% (caso apenas a desigualdade dentro das áreas de ponderação fosse alterada) e 8,6% (caso a desigualdade interna total fosse alterada), valores comparáveis à diminuição que ocorreria caso as rendas *per capita* fossem igualadas nas duas macrorregiões agregadas (7,5%).

A quinta e última hipótese, contudo, não se sustentou. Na contramão do que foi previsto, os efeitos das desigualdades regionais de segunda ordem são quase tão importantes no México quanto no Brasil, embora nos Estados Unidos eles tenham de fato menor importância. Mais uma vez, portanto, não é possível afirmar que a desigualdade regional brasileira tenha um caráter único ou inédito. Um fator importante que explica por que diversos países em desenvolvimento são muito desiguais é o fato de que algumas de suas regiões, em geral as mais pobres, apresentam desigualdade interna muito maior do que outras.

Em conjunto, esses resultados refinam nosso entendimento da relação entre desigualdade regional e desigualdade interpessoal de renda no Brasil. Por um lado, a maior parte da desigualdade é local, no Brasil como um todo ou em cada macrorregião agregada em separado. Nesse sentido, de um ponto de vista igualitarista, o problema é muito mais profundo do que a superação de quaisquer supostas dicotomias entre o moderno e o arcaico – ou entre o centro e a periferia – e permanece constitutivo da experiência brasileira, apesar dos avanços recentes.

Por outro lado, as desigualdades regionais não devem ser ignoradas, mas sim reinterpretadas com algumas nuances fundamentais. Primeiro, a clivagem principal continua sendo entre Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste. Diferenças entre recortes regionais mais detalhados têm papel apenas secundário, pelo menos até os níveis mais locais. Esse padrão indica a persistência de um problema estrutural de desenvolvimento, por assim dizer que, *ceteris paribus*, deverá persistir por longo tempo. Segundo, quase tão importante quanto as diferenças de renda média entre Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste são as diferenças nas desigualdades internas dessas macrorregiões agregadas, mesmo quando consideram-se grupos tão pequenos quanto as áreas de ponderação. Diminuir a desigualdade local no Norte/Nordeste pode ser uma contribuição fundamental para reduzir a desigualdade de renda brasileira. No entanto, esses efeitos de segunda ordem da desigualdade regional costumam ter pouca

visibilidade, e é razoável especular que muitas intervenções cujo objetivo é “promover o desenvolvimento” das macrorregiões Norte e Nordeste podem acabar tendo efeitos contraditórios sobre a desigualdade de renda, na medida em que podem contribuir para aumentar a desigualdade local.

REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. **Journal of economic theory**, v. 2, n. 3, p. 244-263, 1970.
- ATKINSON, A. B.; PIKETTY, T.; SAEZ, E. Top incomes in the long run of history. **Journal of economic literature**, v. 49, n. 1, p. 3-71, 2011.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos econômicos**, v. 27, n. 2, p. 341-393, 1997a.
- _____. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil – 1960, 1970, 1980 e 1991. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 251-278, 1997b.
- _____. *et al.* Geografia e convergência de renda entre os estados brasileiros. *In*: HENRIQUES, R. (Ed.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings papers on economic activity**, v. 1991, n. 1, p. 107-182, 1991.
- _____. Convergence. **Journal of political economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARROS, A. R. The role of non-moving factors of production in Brazilian regional disparities. **Revista brasileira de estudos regionais e urbanos**, v. 2, n. 2, p. 80-103, 2008.
- _____. **Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2.
- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista brasileira de ciências sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1995. (Texto para Discussão, n. 377).

BAYLIS, K.; GARDUÑO-RIVERA, R.; PIRAS, G. The distributional effects of NAFTA in Mexico: evidence from a panel of municipalities. **Regional science and urban economics**, v. 42, n. 1-2, p. 286-302, 2012.

BOURGUIGNON, F.; MORRISSON, C. Inequality among world citizens: 1820-1992. **The American economic review**, v. 92, n. 4, p. 727-744, 2002.

CACCIAMALI, M. C.; CAMILLO, V. S. Redução da desigualdade da distribuição de renda entre 2001 e 2006 nas macrorregiões brasileiras: tendência ou fenômeno transitório? **Economia e sociedade**, v. 18, n. 2, 2009.

COSTA PINTO, L. de A. **Sociologia e desenvolvimento: temas e problemas de nosso tempo**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1965.

COWELL, F. Multilevel decomposition of Theil's index of inequality. **Review of income and wealth**, v. 31, n. 2, p. 201-205, 1985.

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

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de economia política**, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, P. C. **Regional policy in Brazil: a review**. World Bank, 2004. Disponível em: <<http://www.fgv.br/professor/ferreira/RegionalPolicyFerreira.pdf>>.

FIREBAUGH, G. The trend in between-nation income inequality. **Annual review of sociology**, v. 26, p. 323-339, 2000.

FRANK, A. G. Desenvolvimento do subdesenvolvimento latinoamericano. *In*: PEREIRA, L. (Ed.). **Urbanização e subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of economic literature**, v. 30, n. 4, p. 2.129-2.132, 1992.

FURTADO, C. **O mito do desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1974.

_____. **Raízes do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2003.

GARCÍA-VERDÚ, R. Income, mortality, and literacy distribution dynamics across states in Mexico: 1940-2000. **Cuadernos de economía**, v. 42, n. 125, 2005.

GOESLING, B. Changing income inequalities within and between nations: new evidence. **American sociological review**, v. 66, n. 5, p. 745-761, 2001.

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, 2007.

HEYNS, B. Emerging Inequalities in Central and Eastern Europe. **Annual review of sociology**, v. 31, n. 1, p. 163-197, 2005.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. **Econômica**, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

IBGE. **Divisão regional do Brasil em mesorregiões e microrregiões**. Rio de Janeiro: IBGE, 1990. v. 1.

_____. **Estudos e tratamento da variável rendimento no Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012a.

_____. **Censo Demográfico 2010: resultados gerais da amostra**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012b.

KENWORTHY, L.; PONTUSSON, J. Rising inequality and the politics of redistribution in affluent countries. **Perspectives on politics**, v. 3, n. 3, 2005.

KRUGMAN, P.; VENABLES, A. Globalization and the inequality of nations. **Quarterly journal of economics**, v. 110, n. 4, p. 857-880, 1995.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. L. V. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. **Applied economics**, v. 37, n. 18, p. 2.099-2.118, 2005.

LOPES, J. R. B. **Desenvolvimento e mudança social**. 4. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1978.

LÓPEZ-CALVA, L. F.; LUSTIG, N. (Ed.). **Inequality in Latin America: a decade of progress?** Nova York; Washington, D.C.: Brookings Institution Press, United Nations Development Programme, 2010.

MAGALHÃES, J. C. R.; MIRANDA, R. B. Dinâmica da renda *per capita*, longevidade e educação nos municípios brasileiros. **Estudos econômicos**, v. 39, n. 3, 2009.

MATA, D. da *et al.* **Um exame dos padrões de crescimento das cidades brasileiras**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.155).

MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R.; AZZONI, C. R. Demography and the evolution of regional inequality. **The annals of regional science**, v. 49, n. 3, p. 643-655, 2012.

MILANOVIC, B. **Worlds apart**: measuring international and global inequality. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2005.

_____. **The haves and the have-nots**: a brief and idiosyncratic history of global inequality. New York: Basic Books, 2011.

_____. Global inequality: from class to location, from proletarians to migrants. **Global policy**, v. 3, n. 2, p. 125-134, 2012.

MINNESOTA POPULATION CENTER. **Integrated public use microdata series, international**: version 6.1 [machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2011.

MONASTERIO, L. M. O que é um problema regional? Uma nota preliminar. **Boletim regional, urbano e ambiental**, v. 3, p. 7-13, 2009.

MYRDAL, G. **Economic theory and underdeveloped regions**. Londres: Gerald Duckworth & Company Ltd., 1957.

NOVOTNÝ, J. On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? **The annals of regional science**, v. 41, n. 3, p. 563-580, 2007.

PESSÔA, S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, **Anais...** v. 1, 2001.

PINTO, A. Natureza e implicações da “heterogeneidade estrutural” da América Latina. *In*: BIELSCHOWSKY, R. (Ed.). **Cinqüenta anos de pensamento na Cepal**. Rio de Janeiro: Record, 2000. v. 1.

QUAH, D. T. Galton's fallacy and the tests of convergence. **Scandinavian journal of economics**, v. 95, p. 427-443, 1993.

_____. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of economic growth**, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional studies**, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

RODRÍGUEZ-OREGGIA, E. Regional disparities and determinants of growth in Mexico. **The annals of regional science**, v. 39, n. 2, p. 207-220, 2005.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, v. 94, n. 5, p. 1.002-1.037, 1986.

SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. **European economic review**, v. 40, n. 6, p. 1.325-1.352, 1996.

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. 1.421-1.441, 2003.

SHORROCKS, A. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 48, n. 3, p. 613-625, 1980.

SHORROCKS, A.; WAN, G. Spatial decomposition of inequality. **Journal of economic geography**, v. 5, n. 1, p. 59-81, 2005.

SOARES, S. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. [s.l.: s.n.] 2006. (Texto para Discussão, n. 1.166).

SOARES, S. *et al.* **Conditional cash transfers in Brazil, Chile and Mexico: impacts upon inequality**. **Estudios económicos**, v. número extraordinário, p. 207-224, 2009.

SOUZA, P. H. G. F.; OSORIO, R. G. **A redução das disparidades regionais e a queda da desigualdade nacional de renda (1981-2009)**. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1.648).

SUNKEL, O.; PAZ, P. **O subdesenvolvimento latino-americano e a teoria do desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Fórum Editora, 1974.

THEIL, H. **Economics and information theory**. Amsterdam: North Holland Publishing Co., 1967.

ULYSSEA, G. Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2.

US CENSUS BUREAU. **Public use microdata sample: 2000 Census of Population and Housing Technical Documentation**. Washington, D.C.: US Census Bureau, 2008.

WAGNER, P. A crise da modernidade: a sociologia política no contexto histórico. **Revista brasileira de ciências sociais**, v. 11, n. 31, 1996.

WANG, C.; CAMINADA, K. **Disentangling income inequality and the redistributive effect of social transfers and taxes in 36 LIS countries**. Luxemburgo: LIS Cross-National Data Center, 2011.

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic development and cultural change**, v. 13, n. 4, p. 1-65, 1965.

ANEXO – ÍNDICE SOCIOECONÔMICO DOS DOMICÍLIOS

ANEXO A – Brasil

TABELA A.1

Brasil: informações gerais sobre as variáveis na criação do índice socioeconômico dos domicílios (2010)

Variável (%)	Valor médio
Esgotamento sanitário	67,2
Coleta direta ou indireta de lixo	87,4
Água de rede geral ou poço	92,8
Mais de dois moradores por dormitório	18,1
Banheiro de uso exclusivo	93,7
Geladeira	93,7
Televisão	95,1
Telefone celular	83,2
Telefone fixo	40,8
Máquina de lavar roupas	47,3
Microcomputador	38,3
Acesso à internet	30,7
Automóvel	39,5

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

TABELA A.2

Brasil: análise de componentes principais (2010)

Fator	<i>Eigenvalue</i>	Variância explicada (%)	Variância explicada acumulada (%)
1	4.174	32,1	32,1
2	1.704	13,1	45,2
3	1.066	8,2	53,4
4	0.976	7,5	60,9
5	0.830	6,4	67,3
6	0.714	5,5	72,8
7	0.671	5,2	78,0
8	0.601	4,6	82,6
9	0.577	4,4	87,0
10	0.539	4,2	91,2
11	0.512	3,9	95,1
12	0.483	3,7	98,8
13	0.152	1,2	100

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

TABELA A.3

Brasil: pesos no fator 1, coeficientes de pontuação e variância específica das variáveis na análise de componentes principais (2010)

Variável	Peso no fator 1 (<i>factor loading</i>)	Coeficiente de pontuação (<i>scoring</i>)	Variância específica (<i>uniqueness</i>)
Esgotamento sanitário	0.592	0.142	0.473
Coleta direta ou indireta de lixo	0.601	0.144	0.372
Água de rede geral ou poço	0.476	0.114	0.476
Mais de dois moradores por dormitório	-0.241	-0.058	0.899
Banheiro de uso exclusivo	0.555	0.133	0.458
Geladeira	0.509	0.122	0.406
Televisão	0.415	0.100	0.420
Telefone celular	0.486	0.116	0.549
Telefone fixo	0.634	0.152	0.486
Máquina de lavar roupas	0.660	0.158	0.506
Microcomputador	0.727	0.174	0.238
Acesso à internet	0.706	0.169	0.240
Automóvel	0.580	0.139	0.533

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

TABELA A.4

Brasil: índice socioeconômico, por quintos dos domicílios (2010)

Distribuição dos domicílios (%)	Índice socioeconômico
0-20	-1.483
20-40	-0.439
40-60	0.017
60-80	0.644
80-100	1.262
Total	0.000

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

ANEXO B – México

TABELA B.1

México: informações gerais sobre as variáveis na criação do índice socioeconômico dos domicílios (2000)

Variável (%)	Percentual dos domicílios
Eletricidade	94,7
Água canalizada	88,5
Esgotamento sanitário	74,6
Coleta direta ou indireta de lixo	71,9
Banheiro de uso exclusivo	89,6
Paredes em material durável	96,3
Moradores por dormitório ¹	2,42
Telefone fixo ou celular	36,2
Automóvel	32,2
Microcomputador	9,2
Vídeocassete	38,5

Fonte: Microdados do XII Censo de Población y Vivienda.

Nota: ¹ O número de moradores por dormitório foi truncado para o limite inferior de 0.1 e para o limite superior de 5.

TABELA B.2

México: análise de componentes principais (2000)

Fator	<i>Eigenvalue</i>	Variância explicada (%)	Variância explicada acumulada (%)
1	3.711	33,7	33,7
2	1.474	13,4	47,1
3	0.925	8,4	55,6
4	0.812	7,4	62,9
5	0.748	6,8	69,7
6	0.685	6,2	76,0
7	0.672	6,1	82,1
8	0.591	5,4	87,4
9	0.539	4,9	92,3
10	0.490	4,5	96,8
11	0.353	3,2	100

Fonte: Microdados do XII Censo de Población y Vivienda.

TABELA B.3

México: pesos no fator 1, coeficientes de pontuação e variância específica das variáveis na análise de componentes principais (2000)

Variável	Peso no fator 1 (<i>factor loading</i>)	Coeficiente de pontuação (<i>scoring</i>)	Variância específica (<i>uniqueness</i>)
Eletricidade	0.504	0.136	0.564
Água canalizada	0.558	0.150	0.553
Esgotamento sanitário	0.747	0.201	0.371
Coleta direta ou indireta de lixo	0.737	0.199	0.407
Banheiro de uso exclusivo	0.601	0.162	0.512
Paredes em material durável	0.327	0.088	0.836
Moradores por dormitório	-0.504	-0.136	0.717
Telefone fixo ou celular	0.673	0.181	0.400
Automóvel	0.545	0.147	0.461
Microcomputador	0.433	0.117	0.518
Vídeocassete	0.620	0.167	0.476

Fonte: Microdados do XII Censo de Población y Vivienda.

TABELA B.4

México: índice socioeconômico, por quintos dos domicílios (2000)

Distribuição dos domicílios (%)	Índice socioeconômico
0-20	-1.586
20-40	-0.382
40-60	0.145
60-80	0.608
80-100	1.216
Total	0.000

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2010.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (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

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

