

Desigualdade de renda no Brasil: os determinantes da queda recente e sua persistência no tempo

Diogo Signor*

1. Introdução

A literatura sobre crescimento econômico conseguiu expandir o entendimento dos economistas sobre os determinantes de longo prazo das diferenças de renda entre os países. No entanto, ela peca por não dar devida atenção para as desigualdades internas deles, que geraram o nível atual de desigualdade de renda e que afeta diretamente a qualidade de vida da população que neles habitam. Uma análise das disparidades internas dos países pode identificar os determinantes da desigualdade de renda, fornecendo uma direção para que políticas possam promover uma melhor distribuição de renda no futuro.

A desigualdade de renda no Brasil tem sido objeto de análise de uma ampla gama de pesquisas por duas razões principais: primeiro, o Brasil é amplamente conhecido por seus elevados indicadores de desigualdade de renda (IPEA 2007); segundo, a desigualdade de renda no Brasil tem diminuído de forma significativa ao longo das últimas duas décadas, com notável redução no início dos anos 2000 e de forma mais branda recentemente (Barbosa, 2016). No entanto, o Brasil continua apresentando elevados níveis de desigualdade de renda quando comparado aos indicadores dos países desenvolvidos.

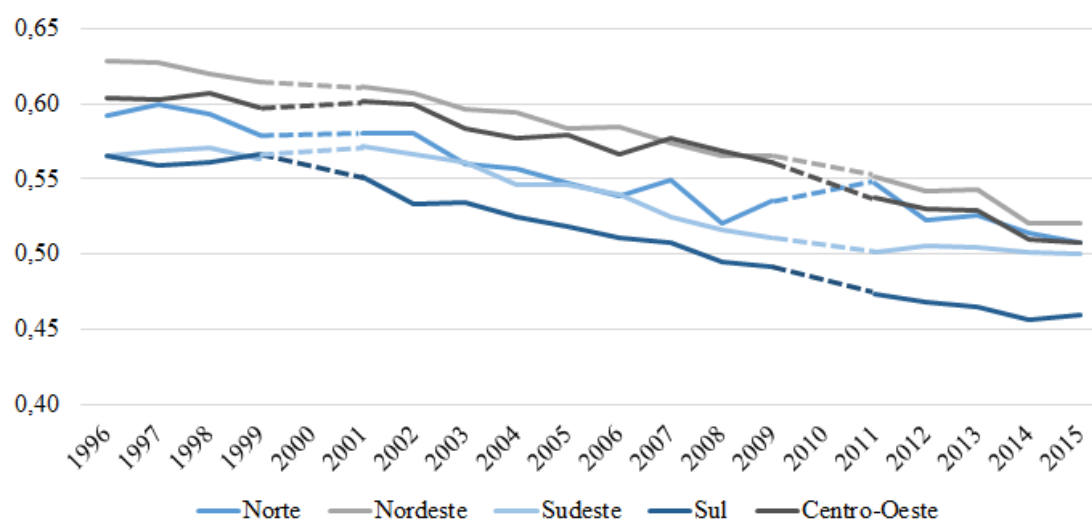
Os resultados encontrados com base em pesquisas domiciliares são unânimes ao concluir que a desigualdade de renda no Brasil vem sendo reduzida desde a segunda metade dos anos 1990. Algumas dessas pesquisas investigaram os efeitos de diferentes variáveis sobre a desigualdade de renda, usando diferentes metodologias e períodos temporais. A queda nos indicadores de desigualdade de renda é atribuída ao momento de prosperidade econômica e estabilidade financeira pelo qual o Brasil passou no início do século XXI (Barros et al., 2007), ao crescimento da formalidade no mercado de trabalho (Ramos, 2015) e à implementação de políticas públicas e transferência de renda para os pobres (Hoffman, 2006; Soares, 2006; Soares et al., 2006).

* Agradeço aos Professores Jongsung Kim (Bryant University) e Edinaldo Tebaldi (World Bank) pelas valiosas sugestões dadas na elaboração deste trabalho. Erros e omissões são de minha exclusiva responsabilidade. Também agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo auxílio financeiro.

Outras variáveis que também podem ter contribuído para reduzir a desigualdade de renda no Brasil são o crescimento dos anos de estudo da população (Barros; Franco; Mendonça, 2007; Ferreira et al., 2006), a queda da segmentação e discriminação no mercado de trabalho (Barros; Mendonça, 1995), o desenvolvimento da região rural do país e o crescimento real do salário mínimo (Cacciamali; Camillo, 2009).

A Figura 1 apresenta a tendência da desigualdade da renda familiar *per capita* nas cinco regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul) do Brasil de 1996 a 2015. Ela mostra que a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, tem declinado de forma constante ao longo dos anos nas regiões brasileiras. A Figura 1 também apresenta que as regiões brasileiras apresentam diferentes níveis de desigualdade de renda, e que a ordem de classificação por nível de desigualdade entre as regiões pouco mudou durante o período analisado. Esse fato merece atenção: a persistência da desigualdade de renda entre as regiões. A persistência da desigualdade de renda descreve um padrão no qual grande parte da desigualdade de renda corrente é gerada a partir da desigualdade dos períodos anteriores.

Figura 1: Índice de Gini da renda familiar *per capita* para as cinco regiões brasileiras 1996-2015.¹



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

¹A PNAD não foi a campo nos anos 2000 e 2010, anos que ocorrem o Censo.

Pode-se observar na Figura 1 que a região Nordeste apresenta o maior valor para o índice de Gini² em quase todos os anos do período analisado, indicando ser a região mais desigual do Brasil. As regiões Centro-Oeste e Norte são as segunda e terceira, respectivamente, regiões mais desiguais, sendo que em 2011 a região Norte apresentou níveis de desigualdade de renda semelhantes às do Centro-Oeste. A região Sudeste permaneceu durante o período analisado como a segunda região mais igualitária e a região Sul foi consistentemente a região que apresentou os menores índices de desigualdade de renda no Brasil.

No Apêndice, as Figuras 1 a 5 apresentam os níveis de desigualdade de renda dos estados brasileiros através de uma métrica alternativa, a proporção da renda total de três grupos da metade inferior da distribuição de renda - 10%, 30% e 50% - sobre a renda dos 10% superior. Em todas as regiões, pode-se observar que a proporção das rendas dos grupos de renda inferiores é crescente ao longo do tempo, indicando que a desigualdade de renda está diminuindo.

No entanto, pode-se também observar nas Figuras 1 a 5 do Apêndice que os estados brasileiros apresentam elevadas disparidades entre si quanto à desigualdade de renda, especialmente quando se compara estados de regiões diferentes. Por exemplo, enquanto o estado do Maranhão, na região Nordeste, apresenta um valor de 0,35 para a proporção da renda dos 50% inferior sobre a renda dos 10% superior e um valor de 0,018 para a proporção dos 10% inferior sobre os 10% superior, o estado de Santa Catarina, localizado na região Sul do país, apresenta valores de 0,75 e 0,06 para as respectivas proporções.

Com base nesse cenário, esta pesquisa busca responder duas questões. Primeiro, quais os determinantes observáveis da desigualdade de renda que poderiam explicar sua queda recente e as diferenças entre os estados brasileiros? Segundo, qual o nível de persistência da desigualdade de renda nos estados brasileiros?

Trabalhos que utilizaram estimações com dados em painel dinâmico para analisar a desigualdade de renda no Brasil encontraram que o grau de sua persistência tem papel importante para explicar o nível corrente de desigualdade de renda (Santos; Cunha; Gadelha, 2017; Araújo; Marinho, 2015). Araújo e Marinho (2015) analisaram os determinantes da desigualdade de renda no Brasil utilizando um modelo dinâmico e dados da PNAD para o período 1967-2009. Esses autores mostram que, por exemplo,

² O índice de Gini é um indicador de desigualdade de renda cujo intervalo de medida vai de 0 (menos desigual) a 1 (mais desigual).

transferências governamentais de renda para os pobres não tem um impacto significativo para a redução da desigualdade, mas que o PIB e a carga tributária do governo, na forma e tamanho em que é cobrada, afetam a desigualdade.

Esta pesquisa vai além do trabalho recém citado (Araújo; Marinho, 2015) ao usar uma série de dados mais recente e novas variáveis explicativas para analisar a persistência e os determinantes da desigualdade de renda nas unidades da federação do Brasil. Para essa análise, são utilizados um painel dinâmico com estimador *System-GMM* e dados para o período 1996-2015. Este trabalho encontrou alguns resultados diferentes das pesquisas anteriores. Encontrou-se que o nível de desigualdade de renda do ano anterior explica mais da metade (cerca de 55%) do nível de desigualdade do ano seguinte. A relação entre desigualdade de renda e os programas de transferência governamentais de renda para os pobres aparece como negativa e, de forma geral, significativa. Outras variáveis que apresentam relação negativa com a desigualdade de renda nos estados brasileiros são a queda na discriminação racial e o aumento da proporção dos trabalhos formais no mercado de trabalho.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2 explica os detalhes dos dados utilizados na análise empírica. A Seção 3 discute o modelo econométrico e a metodologia de estimação. A Seção 4 apresenta e discute os resultados empíricos. E, por fim, a Seção 5 resume os resultados obtidos e apresenta as considerações finais.

2. Os dados

A fonte principal de dados utilizados neste trabalho provém dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A PNAD é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é responsável pela coleta anual de dados demográficos, características educacionais, mercado de trabalho e outros aspectos socioeconômicos da população brasileira. A PNAD é implementada no último trimestre do ano e é conduzida por uma amostra de unidades domiciliares, tomada de uma amostra principal, para assegurar a representatividade dos dados para diferentes níveis geográficos. A maioria das pesquisas existentes sobre desigualdade de renda no Brasil utilizaram os dados da PNAD.

A PNAD teve início em 1976 e teve sua área de cobertura ampliada com o tempo. Até 1981, a amostra era composta pelas regiões Nordeste, Sudeste, Sul e apenas as áreas urbanas das regiões Norte e Centro-Oeste. Após 1981, sua abrangência foi ampliada para

as áreas rurais da região Centro-Oeste e para todo o estado do Tocantins, na região Norte, a partir de 1991. A cobertura nacional da pesquisa foi alcançada apenas em 2004. A PNAD não ocorre em anos censitários, como em 2000 e 2010. Pare ter uma base de dados contínua³, optou-se por utilizar valores estimados com base na média dos valores observados para as unidades da federação dos anos anteriores e posteriores ao ano com dados faltantes⁴.

As variáveis criadas a partir da PNAD para investigar os determinantes da desigualdade de renda dizem respeito ao nível estadual e foram ponderadas pelo peso da pessoa para melhor representar a população. As variáveis utilizadas na análise empírica são: o desvio padrão (d.p.) da média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais de idade, para representar a variação no nível de escolaridade entre as pessoas; a razão da renda média do trabalho das pessoas por raça⁵ e sexo, para representar a discriminação no mercado de trabalho; e a proporção de trabalhadores formais no mercado de trabalho. O índice de Gini foi calculado com base na renda familiar *per capita* e é utilizado como medida para a desigualdade de renda nos estados brasileiros, ou seja, é a variável dependente do modelo.

Outras variáveis explicativas do modelo foram obtidas a nível estadual em diferentes fontes de dados governamentais, como o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), IBGE, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Ministério da Fazenda. Essas variáveis são: a proporção de pessoas/famílias recebendo transferência de renda de programas sociais do governo federal – Benefício de Prestação Continuada (BPC)⁶ e Programa Bolsa Família (PBF)⁷; as proporções do Valor Adicionado Bruto (VAB) da agricultura, indústria e serviços no total do VAB da economia; e a variação anual do PIB como medida do crescimento econômico, cujos

³ Preferiu-se utilizar um painel de dados balanceado por apresentar melhores resultados em comparação ao painel não-balanceado, provavelmente devido à perda de graus de liberdade no segundo caso.

⁴ Semelhante ao que fizeram Araújo e Marinho (2015) e Santos, Cunha e Gadelha (2017) em seus trabalhos.

⁵ A PNAD classifica as pessoas por raça (cor) em cinco categorias. Para simplificar, as categorias foram divididas em dois grupos. Amarelos e brancos formam um grupo (brancos), e pardos, negros e indígenas formam o segundo grupo (negros).

⁶ O Benefício de Prestação Continuada é um programa federal de transferência de renda dedicado às pessoas com mais de 65 anos de idade ou que apresentem algum tipo de deficiência e que vivem com renda familiar *per capita* inferior a um quarto do salário mínimo vigente. Mais informações em <<http://www.previdencia.gov.br/servicos-ao-cidadao/todos-os-servicos/beneficio-assistencial-bpc-loas/>>.

⁷ O Programa Bolsa Família é um programa federal de transferência de renda dedicado às famílias que vivem em situação de extrema pobreza e pobreza, quando existem crianças entre seus membros. Mais informações em <<http://www.caixa.gov.br/programas-sociais/bolsa-familia/Paginas/default.aspx>>.

valores foram corrigidos pelo índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) com ano base 2015. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis descritas acima.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no trabalho.

Variáveis	Obs	Média	d.p.	Min	Max
Índice de Gini	540	0,55	0,05	0,42	0,67
D.p. dos anos de estudo	540	4,68	0,26	4,01	5,43
Razão da renda sexo (M/H)*	540	0,75	0,09	0,57	1,12
Razão da renda raça (N/B)*	540	0,61	0,08	0,37	0,95
Proporção empregos formais	540	0,37	0,11	0,11	0,64
Crescimento anual PIB	540	0,05	0,06	-0,17	0,26
VAB agricultura	540	0,08	0,06	0,00	0,32
VAB indústria	540	0,22	0,08	0,04	0,45
VAB serviços	540	0,69	0,09	0,50	0,94
% da população com BPC [♦]	540	0,01	0,01	0,00	0,03
% de famílias com PBF [♦]	324	0,07	0,04	0,01	0,15

* Razão da média da renda do trabalho entre os sexos (média salarial das mulheres/média salarial dos homens) e a razão da média da renda do trabalho entre as raças agrupadas (média salarial dos negros/média salarial dos brancos).

[♦] Proporção das pessoas (ou famílias) que recebem auxílio dos programas de transferência de renda do governo federal (BPC e PBF).

3. Metodologia

Para avaliar o efeito dos determinantes sobre a desigualdade de renda e sua persistência nos estados brasileiros ao longo dos anos, dois períodos de tempo diferentes são utilizados: 1996-2015 e 2004-2015. Para o período 1996-2015, são excluídos da análise os estados da região Norte (com exceção do estado do Tocantins, que foi considerado). Isso se fez necessário uma vez que os dados para esses estados foram coletados apenas para a área urbana até 2004 e a inclusão deles poderia causar um viés nas estimações. Por exemplo, a escolaridade das pessoas da área urbana é, em geral, maior que as da área rural, fazendo com que isso afetasse o efeito desse possível determinante sobre a desigualdade de renda caso fosse utilizado dados apenas da área urbana.

O ano de 1996 foi escolhido como início do período de análise por três razões: i) é um período posterior ao de estabilização econômica, pós Plano Real; ii) antes de 1996, não haviam dados disponíveis a nível federal sobre transferências de renda para os pobres; e, iii) o número de grupos (unidades da federação) seria inferior ao de série temporal, que poderia afetar a qualidade da estimação utilizando *system-GMM*. O período 2004-2015

foi escolhido como subconjunto para análise dado que se pode utilizar, desde então, todos os estados brasileiros na análise. O período 2004-2015 permite também estimar o efeito da política de transferência de renda utilizando o PBF no lugar do BPC, uma vez que as estatísticas desse programa estão disponíveis somente a partir de 2004.

A base de dados possui as seguintes características. Primeiro, os dados formam um painel relativamente pequeno, com 21 ou 27 grupos e 12 ou 20 observações de tempo, dependendo do período analisado (1996-2015 ou 2004-2015). Segundo, tem-se na base de dados uma variável dependente dinâmica – uma variável explicativa que não é exógena – e efeitos individuais fixos. Se fosse utilizado modelos padrões de regressão de dados em painel, como mínimos quadrados ordinários (MQO) ou estimação com efeitos fixos, nesse tipo de configuração dos dados, os resultados empíricos obtidos seriam viesados e não-eficientes (Roodman, 2009). Além disso, enquanto alguns trabalhos encontraram resultados que mostram que a desigualdade de renda afeta o crescimento (Koshiyama; Fochezatto, 2012; Cruz; Teixeira; Monte-Mor, 2015; Barreto; Jorge Neto; Tebaldi, 2001) e outros acharam o efeito oposto, de que o crescimento econômico afeta a desigualdade de renda (Rubin; Segal, 2004; Godoy; Rodrigues, 2017), é razoável considerar a variável de crescimento econômico como endógena no modelo.

Para contornar os problemas de endogeneidade e heterogeneidade presentes no modelo, desenvolveu-se um modelo autorregressivo de primeira ordem que utiliza o índice de Gini como variável dependente e adota o estimados *system-GMM* para dados em painel, proposto por Arellano e Bond (1991) e posteriormente desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). O estimado *system-GMM* não somente melhora a precisão das estimativas, como também reduz fortemente o viés de amostra finita (Blundell; Bond; Windmeijer, 2000). Uma síntese desse estimador é apresentada na subseção seguinte.

Como os dados formam um painel de dados relativamente pequeno, surge a preocupação quanto à qualidade das estimações. Para analisar a sensibilidade dos resultados da estimação utilizando *system-GMM*, além de analisar para dois períodos diferentes, são estimados cinco modelos diferentes, nos quais são utilizados diferentes conjuntos de variáveis *dummies* para controlar o efeito de potenciais variáveis omitidas e heterogeneidade. Essas *dummies* servem como controle para o tempo, ciclos de crescimento econômico e anos eleitorais. *Dummies* de ciclos de crescimento econômico foram escolhidas para controlar os períodos de prosperidade econômica, com respeito aos

seguintes períodos: 1996-1997, 1999-2000, 2002-2008 e 2010-2013⁸. *Dummies* para anos eleitorais foram utilizados para controlar para os anos em que ocorrem eleições para governadores e presidente da república, que são associados a períodos de maiores gastos públicos por motivação eleitoral dos políticos⁹. Os anos eleitorais, no caso considerado, ocorrem a cada quatro anos, em que 1998 é o primeiro ano eleitoral do período analisado neste trabalho.

3.1. O estimador *system-GMM*

Seguindo Arellano (2003), considere um modelo de dados em painel com N grande (número de unidades), T pequeno (número de períodos de tempo) e um termo autorregressivo da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x_{it} + \eta_i + v_{it}, \quad (1)$$

e

$$E(v_{it} | x_{i1}, \dots, x_{iT}, \eta_i) = 0, \quad (t = 1, \dots, T). \quad (2)$$

A equação (1) apresenta uma natureza dinâmica em que o efeito de x sobre y possui um ajustamento de velocidade de α . Em (2), tem-se que x é uma variável estritamente exógena que pode estar correlacionada com o efeito individual η . O valor defasado de y será correlacionado, por construção, com η , com o valor defasado v e também com seu valor corrente, no caso de apresentar correlação serial. Isso significa que o valor defasado de y é uma variável explicativa endógena na equação (1) com respeito a η e v .

Uma forma de lidar com esse problema é através da utilização do método de variáveis instrumentais, em que os valores defasado da variável pré-determinada são utilizados como instrumentos para as equações em primeira diferença (Arellano; Bond, 1991). Logo, como todas as variáveis explicativas são potencialmente correlacionadas com os efeitos individuais, ao diferenciar os estimadores com base em desvios das observações originais, isso pode torná-los consistentes. No entanto, o estimador *GMM* apresenta elevado viés de amostra finita e baixa precisão em estudos simultâneos, ao

⁸ Esses períodos se baseiam nos períodos de ciclos econômicos definidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos-IBRE/CODACE.

⁹ Ver: Nakaguma e Bender (2006), Sakurai (2009), Persson e Tabelini (2003).

passo que os níveis defasados da série apresentam-se como instrumentos fracos para primeiras diferenças (Ahn; Schmidt, 1995).

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) encontraram que se existir uma variável instrumental que não seja correlacionada com o efeito fixo individual, é possível melhorar a eficiência da estimativa usando essa variável instrumental no lugar da variável que está sujeita a endogeneidade. Uma variável instrumental apropriada pode ser identificada ao explorar os níveis das variáveis que contenham informação sobre os parâmetros de interesse. Portanto, para melhorar as propriedades do estimador *GMM* padrão em primeira diferença, após estabelecer outras restrições nas condições iniciais do processo¹⁰, foi proposto o uso de um sistema para o estimador linear *GMM* com diferenças defasadas das variáveis como instrumentos para as equações em nível e níveis defasados das variáveis como instrumentos para as equações em primeira diferença.

Blundell e Bond (1998) mostram que o estimador *system-GMM* tem suas restrições atendidas sob estacionariedade e sob hipóteses mais fracas. Isso resultaria em ganho de precisão para altos valores do parâmetro autorregressivo e para um baixo número de observações de série temporal. Para avaliar os resultados do modelo, Roodman (2009) sugere o uso dos testes Arellano-Bond de correlação em primeira diferença de primeira e segunda ordem, os testes Sargan¹¹ e Hansen de restrições sobreidentificadas e os testes de Hansen-em-diferenças.

4. Resultados

A Tabela 2 apresenta o efeito das variáveis explicativas sobre a desigualdade de renda para 21 estados brasileiros no período 1996-2015. Os Modelos 1, 3 e 4 apresentam resultados semelhantes para os parâmetros das variáveis quanto ao sinal, significância e magnitude. Esses modelos apresentam resultados satisfatórios para os testes AR(1) e AR(2) de Arellano-Bond, indicando que a autocorrelação é positiva e estatisticamente significativa (ao nível de 5%) em primeira ordem, mas não em segunda ordem, a qualquer nível padrão de significância. O teste de Hansen para restrições sobreidentificadas e os

¹⁰ $E(\mu_{it}\Delta y_{i,t-1}) = 0$, para $t = 4, 5, \dots, T$; e $E(\mu_{i3}\Delta y_{i2}) = 0$.

¹¹ Roodman (2009) encontrou que a estatística do teste de Sargan é inconsistente com a estimação *GMM* robusta de um estágio (*one-step*), utilizada neste trabalho. Neste caso, um teste de sobreidentificação teoricamente superior é o baseado na estatística de Hansen. Assim, não será analisado o teste de Sargan na discussão dos resultados.

testes de Hansen-em-diferenças para exogeneidade dos instrumentos são válidos para os Modelos 1 e 3 a 10% de nível de significância e para o Modelo 4 a 5%.

Os Modelos 2 e 5 da Tabela 2 apresentam resultados diferentes dos demais, especialmente quanto à magnitude e significância dos parâmetros, embora seus sinais sejam os mesmos dos demais modelos. Os dois modelos satisfazem os testes AR(1) e AR(2) de Arellano-Bond, porém apresentam *p*-valores extremamente altos para os testes Hansen de restrições sobreidentificadas e Hansen-em-diferenças. Esses resultados sugerem que os resultados não são válidos mesmo que estejam mostrando que são, provavelmente em razão do grande número de instrumentos utilizados (Roodman, 2008).

Analisando os Modelos 1, 3 e 4, da Tabela 2, pode-se observar que a persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros representa mais da metade da desigualdade corrente, aproximadamente 55%. Esse resultado é similar ao obtido por Araújo e Marinho (2015), no valor de 56%, apesar de os autores terem utilizado variáveis e período temporal diferentes em sua análise. Quanto aos determinantes da desigualdade de renda, os modelos 1, 3 e 4 mostram que o BPC, um programa de transferência de renda, teve efeito estatisticamente significativo para reduzir a desigualdade ao longo do tempo. Esse resultado contrasta com o resultado obtido por Araújo e Marinho (2015), que encontraram um efeito não significativo dos programas de transferência de renda sobre a desigualdade.

Seguindo a mesma análise, na Tabela 2, observa-se que a queda na discriminação do mercado de trabalho apresenta dois efeitos opostos. Ao reduzir a razão entre a renda do trabalho de negros e brancos, tem-se uma queda na desigualdade, enquanto a queda na razão entre a renda do trabalho de mulheres e homens, implica em maior desigualdade, apesar de este último resultado não apresentar significância estatística diferente de zero na maioria dos modelos. O primeiro resultado decorre de um fato esperado, de que se a renda do trabalho estiver sendo distribuída de forma mais igualitária entre os diferentes grupos raciais, a desigualdade de renda vai cair. Já o crescimento da desigualdade quando a renda das mulheres se aproxima da dos homens é conhecido na literatura como fenômeno de “assortative mating”¹², que explica a tendência de as pessoas casarem com alguém com características similares, incluindo o status econômico¹³. Como pessoas com renda elevada tendem a se casar entre si, esse tipo de casamento tende a elevar a renda familiar e, conseqüentemente, elevar a distância entre as famílias ricas e pobres.

¹² Acasalamento seletivo. Tradução livre.

¹³ Ver: Eckland (1968); Kalmijn (1994).

Tabela 2: Resultados para os estados brasileiros sem a região Norte (exceto estado do TO). Variável dependente: Índice de Gini. Período: 1996-2015. Número de grupos: 21

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Gini _{t-1}	0,540*** [7,59]	0,353*** [3,77]	0,525*** [6,80]	0,549*** [7,63]	0,633*** [9,38]
D.p. dos anos de educação	0,014 [1,59]	0,018 [1,64]	0,015* [1,76]	0,012 [1,45]	0,012* [1,74]
Razão da renda por sexo	0,038 [1,59]	0,076*** [3,99]	0,042* [1,91]	0,038 [1,64]	0,041** [2,37]
Razão da renda por raça	-0,141*** [-5,43]	-0,120*** [-4,28]	-0,142*** [-5,48]	-0,130*** [-4,63]	-0,113*** [-4,50]
% empregos formais	-0,084*** [-3,04]	-0,052** [-2,35]	-0,079*** [-2,91]	-0,078*** [-3,13]	-0,049** [-2,40]
% da população com BPC	-1,131*** [-2,96]	-0,621 [1,10]	-0,940** [-2,31]	-0,962** [-2,76]	-0,419 [-1,44]
Crescimento anual do PIB	0,028* [2,03]	0,026** [1,48]	0,035** [2,43]	0,037** [2,70]	0,047*** [3,07]
VAB da agricultura	-0,083** [-2,68]	-0,149** [-3,10]	-0,089** [-2,81]	-0,088** [-2,82]	-0,078*** [-3,16]
VAB da indústria	-0,070* [-1,80]	-0,092 [-1,67]	-0,068 [-1,50]	-0,073* [-1,89]	-0,045 [-1,38]
D_ano 1997		0,058*** [3,95]			
⋮		⋮			
D_ano 2015		-0,012** [-2,65]			
D_ciclo_cresc. 96-97			0,009 [1,33]		0,009 [1,35]
⋮			⋮		⋮
D_ciclo_cresc. 10-13			-0,004 [-1,65]		-0,010*** [-4,30]
D_ano_eleitoral 1998				0,001 [0,37]	0,004 [1,17]
⋮				⋮	⋮
D_ano_eleitoral 2014				-0,015*** [-4,09]	-0,020*** [-5,04]
Constante	0,311*** [6,18]	0,307*** [3,81]	0,306*** [5,34]	0,304*** [5,40]	0,222*** [4,33]
Nº de instrumentos	22	36	22	21	25
Nº de defasagens	6	4	4	3	3
AR(1) – p-valor	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
AR(2) – p-valor	0,517	0,764	0,609	0,499	0,293
Teste Sargan – p-valor	0,014	0,349	0,079	0,001	0,000
Teste Hansen – p-valor	0,330	1,000	0,207	0,056	0,829
Teste Hansen-em-diferenças de exogeneidade dos instrumentos (instrumentos <i>GMM</i>):					
Hansen – p-valor	0,216	1,000	0,153	0,095	0,586
Diferença – p-valor	0,813	1,000	0,466	0,112	1,000

Fonte: Estimado pelo autor.

Nota: O estimador *system-GMM* foi robustamente estimado em *one-step*. Variáveis endógenas instrumentadas: Gini_{t-1} e crescimento anual do PIB, *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%. Razão-*t* entre parênteses. AR(1) e AR(2) são os testes Arellano-Bond para o processo autorregressivo de ordem 1 e 2 em primeira diferença, respectivamente. “Teste Sargan” e “Teste Hansen” são os testes de Sargan e Hansen para restrições sobreidentificadas.

De acordo com os Modelos 1, 3 e 4, da Tabela 2, outra variável que apresenta efeito estatisticamente significativo sobre a redução da desigualdade é o crescimento da proporção de empregos formais no mercado de trabalho. Esse resultado decorre, provavelmente, das leis trabalhistas que os empregos formais devem se submeter, tais como o pagamento de salário mínimo e contribuições sociais. De acordo com a teoria do capital humano, a renda da pessoa está relacionada com sua educação (Becker, 1994). Os resultados apresentados na Tabela 2 para a variação nos anos de estudo da população mostram um sinal positivo para esse parâmetro, como esperado. Quanto maior a discrepância na educação das pessoas, maior a diferença na renda auferida pelas pessoas e, conseqüentemente, maior desigualdade. Contudo, o efeito da variável de anos de estudo não apresenta, no geral, significância estatística satisfatória para aceitá-la como um determinante da desigualdade de renda.

As estimativas apresentadas na Tabela 2 ainda mostram que o crescimento econômico possui efeito positivo sobre o índice de Gini. Esse resultado indica que quanto maior o crescimento econômico, maior tende a ser a desigualdade de renda, ou seja, que as famílias de renda elevada se beneficiam mais dos momentos de crescimento econômico que as famílias pobres. Outro resultado observado é que os estados que possuem um setor primário mais representativo, como proporção do produto total da economia, apresentam menores níveis de desigualdade de renda. Esse resultado se dá, provavelmente, em razão de que o setor primário apresenta menor diversificação de trabalhos e salários, especialmente em comparação com o setor terciário. A representatividade do setor industrial também apresenta uma relação negativa com a desigualdade de renda quando comparado com o setor terciário, no entanto seu grau de significância é fraco.

A Tabela 3 apresenta os resultados empíricos para o período mais recente e amplo em termos de número de grupos na base de dados. Ela leva em conta os resultados da regressão para todas as 27 unidades da federação no Brasil e substitui a variável BPC pelo PBF, um programa de transferência de renda mais amplo que o anterior. Assim como na Tabela 2, os Modelos 1, 3 e 4 da Tabela 3 apresentam resultados semelhantes para os parâmetros das variáveis quanto ao sinal, significância e magnitude. Esses modelos satisfazem as condições para não rejeitar a significância do teste AR(1), mas sim do AR(2) de Arellano-Bond. O teste de sobreidentificação de Hansen é válido para os Modelos 1 e 3 ao nível de significância de 10% e o Modelo 4 ao nível de 5%. Para todos os três modelos, o teste Hansen-em-diferença de exogeneidade dos instrumentos é válido.

Tabela 3: Resultados para os estados brasileiros. Variável dependente: Índice de Gini. Período: 2004–2015. Número de grupos: 27.

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Gini _{t-1}	0.546*** [6.67]	0.317*** [3.14]	0.578*** [7.06]	0.571*** [7.17]	0.623*** [8.88]
D.p. dos anos de educação	0.023** [2.08]	0.042*** [2.86]	0.024** [2.41]	0.023** [2.12]	0.022** [2.35]
Razão da renda por sexo	0.060** [2.45]	0.089*** [4.06]	0.059** [2.63]	0.056** [2.41]	0.056** [2.67]
Razão da renda por raça	-0.147*** [-5.88]	-0.147*** [-5.07]	-0.134*** [-5.65]	-0.129*** [-5.48]	-0.117*** [-4.98]
% empregos formais	-0.100** [-2.70]	-0.005 [-0.09]	-0.070* [-1.78]	-0.080** [-2.25]	-0.049 [-1.41]
% da população com PBF	-0.059** [-2.42]	0.031 [0.72]	-0.038 [-1.36]	-0.044* [-1.91]	-0.026 [-0.95]
Crescimento anual do PIB	0.032** [2.73]	0.021 [1.20]	0.024 [1.69]	0.025** [2.20]	0.035** [2.40]
VAB da agricultura	-0.104*** [-2.84]	-0.122** [-2.74]	-0.093*** [-2.90]	-0.097** [-2.78]	-0.080*** [-2.85]
VAB da indústria	-0.020 [-0.64]	-0.033 [-0.76]	-0.015 [-0.53]	-0.020 [-0.70]	-0.010 [-0.40]
D_ano 2005		0.220*** [4.10]			
⋮		⋮			
D_ano 2015		0.177*** [3.18]			
D_ciclo_cresc. 04-08			0.005 [1.21]		-0.002 [-0.47]
D_ciclo_cresc. 10-13			0.001 [0.08]		-0.007** [-2.41]
D_ano_eleitoral 2006				0.004 [0.83]	0.003 [0.61]
D_ano_eleitoral 2010				-0.001 [-0.86]	0.001 [0.57]
D_ano_eleitoral 2014				-0.013*** [-4.06]	-0.017*** [-4.21]
Constante	0.242*** [5.16]	-	0.190*** [3.48]	0.208*** [4.43]	0.15*** [3.71]
Nº de instrumentos	22	28	26	21	25
Nº de defasagens	6	4	7	4	5
AR(1) – <i>p</i> -valor	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004
AR(2) – <i>p</i> -valor	0.172	0.232	0.179	0.138	0.143
Teste Sargan – <i>p</i> -valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Teste Hansen – <i>p</i> -valor	0.265	0.092	0.113	0.097	0.165
Teste Hansen-em-diferenças de exogeneidade dos instrumentos (instrumentos <i>GMM</i>):					
Hansen – <i>p</i> -valor	0.192	0.030	0.097	0.122	0.116
Diferença – <i>p</i> -valor	0.612	0.928	0.384	0.184	0.526

Fonte: Estimado pelo autor.

Nota: O estimador *system-GMM* foi robustamente estimado em *one-step*. Variáveis endógenas instrumentadas: Gini_{t-1} e crescimento anual do PIB, *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%. Razão-*t* entre parênteses. AR(1) e AR(2) são os testes Arellano-Bond para o processo autorregressivo de ordem 1 e 2 em primeira diferença, respectivamente. “Teste Sargan” e “Teste Hansen” são os testes de Sargan e Hansen para restrições sobreidentificadas.

Também como ocorreu na Tabela 2, os Modelos 2 e 5 da Tabela 3 apresentaram resultados diferentes dos demais modelos, especialmente quanto à magnitude e significância dos parâmetros. No entanto, os resultados dos testes de validação dos

Modelos 1 e 2 apresentam resultados satisfatórios, com exceção do teste de Hansen-em-diferenças do Modelo 2, cujo p -valor é inferior a 5%. Com 27 grupos compondo o painel de dados e um menor número de instrumentos, os resultados dos testes dos modelos da Tabela 3 podem ter melhorado. Para todos os cinco modelos, os resultados apresentados na Tabela 3 apresentam os mesmos sinais dos parâmetros observados na Tabela 2, apesar de a magnitude desses parâmetros e suas significâncias estatísticas terem se alterado em alguma medida. Essa variação pode ter decorrido do uso de mais estados brasileiros e uma variável explicativa diferente na análise do período 2004-2015.

De 2004 a 2015, utilizando todos os estados da região Norte na base de dados e uma variável diferente (PBF no lugar do BPC), a persistência da desigualdade de renda apresentou um valor próximo ao observado para o período 1996-2015 apresentado na Tabela 2. A Tabela 3 indica que a desigualdade de renda corrente é explicada por cerca de 57% do nível de desigualdade do ano anterior. Esse resultado reforça o resultado anterior de que a persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros representa mais da metade da desigualdade corrente.

Como na Tabela 2, a redução da discriminação racial no mercado de trabalho e a elevação da proporção de empregos formais contribuem para reduzir a desigualdade de renda nos estados brasileiros. Na Tabela 3, a significância do efeito dos programas de transferência de renda do governo, focando nas famílias que recebem benefícios do PBF, não é unânime entre os modelos como apresentado na Tabela 2, na qual foi considerado o programa BPC como variável. Apenas os Modelos 1 e 4 apresentaram significância estatística suficiente para não rejeitar a hipótese nula, indicando que o PBF contribuiu ao longo do tempo e entre os estados para reduzir a desigualdade de renda. Esse resultado ilustra a controvérsia existente na literatura, em que alguns autores atribuem a esse tipo programa a capacidade de afetar a desigualdade de renda (Soares, 2006; Barros et al., 2007), enquanto outros não (Araújo; Marinho, 2015; Medeiros; Souza, 2013¹⁴).

O grau de variação nos anos de estudo frequentado pelas pessoas, na Tabela 3, apresentou um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a desigualdade de renda, implicando que a diferença nos anos de estudo da população explica parte da diferença de renda existente entre as famílias. Também a razão entre as rendas do trabalho entre mulheres e homens apresentam agora significância estatística para explicar a desigualdade de renda entre as famílias nos estados brasileiros, confirmando o fenômeno

¹⁴ Os autores encontraram que o impacto dos programas de transferência de renda, como BPC e PBF, são muito limitados para explicar a queda na desigualdade de renda.

de “*assortative mating*” discutido anteriormente. A maioria dos modelos na Tabela 3 apresentam significância estatística para o efeito do crescimento econômico, confirmando o fato de que as famílias de renda elevada se beneficiam mais do crescimento econômico em comparação às pobres. Esse resultado é consistente com o de Ravallion (2004), que diz que o crescimento é menos eficiente em países com elevados níveis de desigualdade ou que os padrões de distribuição do crescimento beneficiam mais os não-pobres¹⁵.

A Tabela 3 apresenta, assim como a Tabela 2, que quanto maior a representatividade do setor agrícola na economia total dos estados, menores os níveis de desigualdade de renda. A representatividade do setor industrial também tem um efeito negativo sobre a desigualdade, porém sua significância estatística é nula. Em suma, as Tabelas 2 e 3 apresentam basicamente os mesmos sinais para os parâmetros estimados. No entanto, a significância estatística dos parâmetros varia em algum grau dependendo do período e das variáveis utilizadas nos modelos. Esse fato chama a atenção para o uso de diferentes modelos de estimação para corroborar os resultados obtidos.

5. Conclusão

Esta pesquisa buscou apresentar o nível de persistência e os determinantes observáveis da desigualdade de renda familiar entre os estados brasileiros de 1995 a 2015. Os resultados obtidos indicam que mais da metade (cerca de 55%) da desigualdade de renda corrente é explicada pela desigualdade do ano anterior. Essa informação sugere algo que já é quase de conhecimento geral, de que o Brasil é caracterizado por um sistema econômico e social que sustenta os elevados níveis de desigualdade de renda ao longo do tempo. Meios capazes de romper esse ciclo de reprodução da desigualdade devem ser investigados e implementados para que se reduza a desigualdade de renda no futuro.

Entre os determinantes da desigualdade de renda no Brasil, tem-se que a redução da discriminação salarial no mercado de trabalho entre as pessoas de diferentes raças é capaz de reduzir o nível de desigualdade de renda. Esse resultado pode ser atribuído não somente ao fato de que diferentes grupos raciais recebem pagamentos diferenciados para os mesmos trabalhos, mas também ao fato de que alguns grupos, como os negros, na média, possuem empregos menos especializados e que pagam baixos salários. Esse resultado destaca a importância das políticas públicas de promoção da igualdade, como

¹⁵ Para saber como os ricos podem se beneficiar mais que os pobres do crescimento que, ver Rubin e Segal (2004).

as ações afirmativas, que garantem mais oportunidades às minorias. As elevadas disparidades entre os anos de estudo frequentados pelas pessoas também devem ser reduzidas com políticas educacionais para que haja mais igualdade.

Outras formas de se reduzir a desigualdade de renda no Brasil seriam através da promoção dos empregos formais e com transferência de renda aos mais pobres. Deve-se pensar numa legislação trabalhista que incentive as contratações formais no mercado de trabalho. Os auxílios governamentais destinados às famílias extremamente pobres e àqueles que não têm condições de buscar sua própria renda são capazes de promover mais igualdade, além de justiça social. Vale a pena destacar que se os benefícios do crescimento econômico são mais benéficos às famílias de renda elevada, deve-se reformar as regras do sistema econômico, como no sistema tributário, a fim de promover uma distribuição mais justa quando houver crescimento geral da renda.

Referências bibliográficas

AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 5-27, 1995.

ARELLANO, M. **Panel Data Econometrics**. Oxford University Press, Oxford, 2003

ARAÚJO, J. A.; MARINHO, E. Estudo sobre a desigualdade de renda e seus determinantes no Brasil. **Revista de Políticas Públicas**, v. 19, n. 2, 2015.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, pp. 277–297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error components models, **Journal of Econometrics**, v. 68, pp. 29–51, 1995.

BARBOSA, R. J. Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Curto e no Longo Prazo: Tendências de Idade, Período e Coorte. **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, pp. 385–425, 2016.

BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 842-859, 2001.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes imediatos da queda da desigualdade brasileira. **Texto para discussão**, n. 1253. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2007.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. **Texto para Discussão**, n. 1304, IPEA, 2007.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 377. IPEA, 1995.

BECKER, G. S. Human capital revisited. In: **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education**. 3rd Edition. The University of Chicago Press, p. 15-28, 1994.

BOND, S. R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese economic journal**, v. 1, n. 2, 141-162, 2002.

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

BLUNDELL, R.; BOND, S.; WINDMEIJER, F. Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator. In: Baltagi B. (ed.), **Advances in Econometrics, Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels**, JAI Elsevier Science, Amsterdam, v. 15, pp. 53–91, 2000.

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, p. 287–315, 2009.

CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A.; MONTE-MOR, D. S. O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, 163-186, 2015.

ECKLAND, B. K. Theories of mate selection. **Biodemography and Social Biology**, v. 15, n. 2, p. 71-84, 1968.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 147–169, 2006.

GODOY, K. R.; RODRIGUES, R. V. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros. **Ensaio FEE**, v. 38, n. 1, 185-214, 2017.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.

IPEA. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Eds. Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Brasília: IPEA 552 p., 2007.

KALMIJN, M. Assortative mating by cultural and economic occupational status. **American Journal of Sociology**, v. 100, n. 2, p. 422-452, 1994.

KOSHIYAMA, D.; FOCHEZATTO, A. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 06, n. 2, pp. 36-47, 2012.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. Gasto público, tributos e desigualdade de renda no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 1844, IPEA, 2013.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a lei de responsabilidade fiscal: Impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002). **Revista de Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 377-397, 2006.

RAMOS, C. A. A queda da pobreza e da concentração de renda no Brasil. "à la recherche" da teoria perdida. **Nova Economia**, v. 25, n. 3, p. 599-620, 2015.

RAVALLION, M. Pro-poor growth: a primer. **Policy Research Working Papers**, n.3242, World Bank, 2004.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, 86-136, 2009.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Working Paper** n. 125, Center for Global Development, Washington, DC, 2008.

RUBIN, A.; SEGAL, D. The effects of economic growth on income inequality in the US. **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, v. 45, p. 258-273, 2015.

SAKURAI, S. N. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: Uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 1, p. 39-58, 2009.

SANTOS, M. P.; CUNHA, M. S.; GADELHA, S. R. B. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico: análise da hipótese de kuznets para os estados brasileiros no período 1992-2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, 251-271, 2017.

SOARES, F. V.; SOARES, S. S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. Cash transfers programmes in Brazil: impacts on inequality and poverty. **Working Paper**. International Poverty Center - UNDP, n. 21, 2006.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

TABELLINI, G. PERSSON, T. Do electoral cycles differ across political systems? **IGIER Working Paper** 232, 2003.

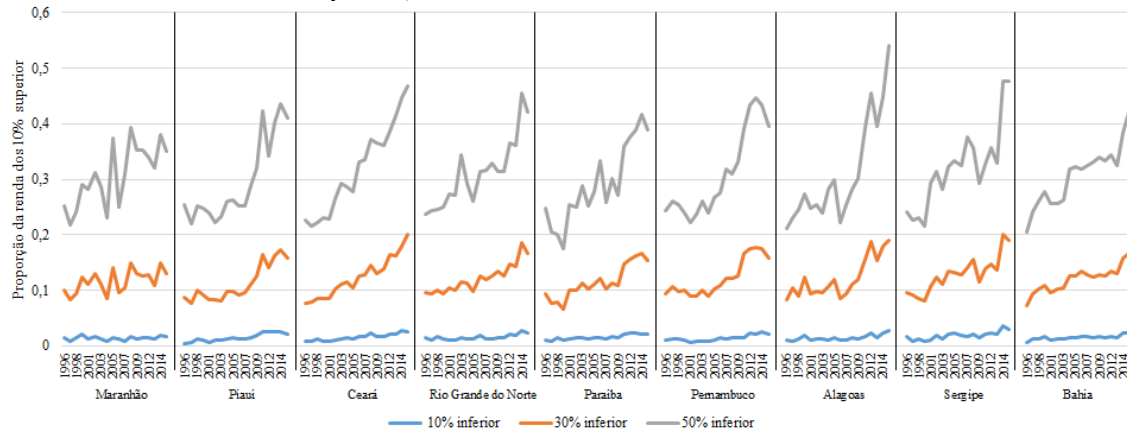
Apêndice

Figura 1: Desigualdade de renda na região Norte, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).¹⁶



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

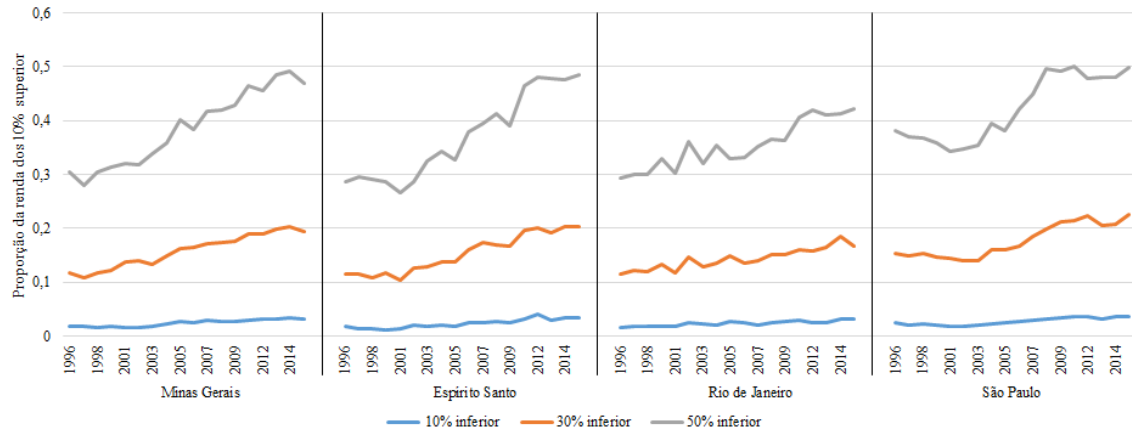
Figura 2: Desigualdade de renda na região Nordeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

¹⁶ Os estados da região Norte não possuem dados para a área rural até 2004 (exceto estado do Tocantins).

Figura 3: Desigualdade de renda na região Sudeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



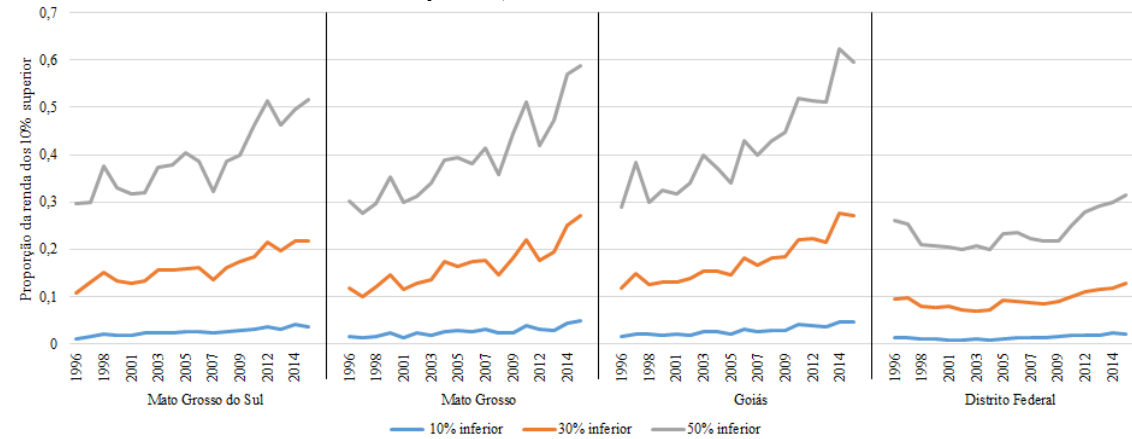
Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

Figura 4: Desigualdade de renda na região Sul, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

Figura 5: Desigualdade de renda na região Centro-Oeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.