



Sociedade e Estado

ISSN: 0102-6992

revistasol@unb.br

Universidade de Brasília

Brasil

Alcides Figueiredo Santos, José

Mudanças de renda no Brasil: fatores espaciais, setoriais, educacionais e de status social

Sociedade e Estado, vol. 30, núm. 3, septiembre-diciembre, 2015, pp. 749-772

Universidade de Brasília

Brasília, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=339943517008>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

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

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

Mudanças de renda no Brasil: fatores espaciais, setoriais, educacionais e de *status* social*

Recebido: 01.02.14

Aprovado: 06.08.14

José Alcides Figueiredo Santos**

Resumo: São analisadas as influências das variáveis espaciais, setoriais, educacionais e de *status* social nas mudanças de renda no Brasil entre 1992 e 2011. Estes fatores são considerados tanto de modo específico quanto em suas relações com classe social. O estudo combina o uso de medidas de diferenças observadas e de diferenças ajustadas por regressão quantílica. Nos modelos estimam-se tanto efeitos absolutos (em reais) quanto relativos (percentuais). O trabalho aborda particularmente as alterações na renda mediana das categorias, mas observa também para as mudanças nos níveis superiores e inferiores da distribuição. A perda relativa de renda do Brasil metropolitano mostrou-se fortemente intrínseca à dimensão socioespacial. A queda nas discrepâncias brutas (não ajustadas) de renda, de raça e de gênero envolveram combinações bem diferentes entre efeitos diretos e indiretos. Reduções nas desigualdades espaciais, setoriais e educacionais contribuíram para a diminuição da heterogeneidade dentro das classes sociais. Todos os cenários desenhados pelo jogo de controles estatísticos mostram que diminuiu sensivelmente a vantagem de renda dos que apresentam mais escolaridade. As mudanças de renda foram menores justamente entre as posições sociais que foram menos afetadas por alterações na distribuição ou dispersão da educação e os seus efeitos diretos e indiretos na renda.

Palavras-chave: desigualdade, renda, classe social, segmentação econômica, educação, regressão quantílica.

* Este artigo beneficiou-se de apoio fornecido pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). O autor agradece as observações feitas pelo professor Rodolfo Hoffmann numa versão preliminar.

** Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), Departamento de Ciências Sociais, professor associado, bolsista de produtividade em pesquisa CNPq, lattes.cnpq.bbr/5089887428145825, josealcidesf@yahoo.com.br.

Introdução

As mudanças de renda no Brasil, entre 1992 e 2011, são analisadas à luz das influências das variáveis espaciais, setoriais, educacionais e de *status* social. Esses fatores são considerados tanto de modo específico quanto em suas relações com classe social. A perspectiva sociológica do presente estudo manifesta-se no propósito e na maneira de delimitar os determinantes de resultados em vez de priorizar apenas o retrato descritivo dos resultados distributivos em si. Os determinantes tratados abarcam divisões de classe social, grupos de *status* (gênero e raça), fatores de segmentação do mercado de trabalho ou de diferenciação da atividade econômica e credenciais educacionais. Sustenta-se que as mudanças de renda associadas aos determinantes em questão permitem captar alterações em dimensões socialmente organizadas da distribuição das recompensas.

O esquema de classe social que orienta e acompanha toda a investigação representa um modelo explicativo baseado em posições relativas na estrutura do emprego.

A categorização social baseada no emprego fornece uma delimitação mais real, socialmente identificável e mais ampla em termos das fontes de poder e vantagens materiais envolvidas. Embora os contornos e o conteúdo da estrutura do emprego tenham mudado – e estejam mudando –, as recompensas diferenciadas e desiguais das posições relativas ocasionadas têm permanecido comparativamente estáveis. Os esquemas de classe baseados em emprego têm se mostrados robustos para a investigação de relevantes resultados sociais (Wright, 1997; 2005; Goldthorpe & McKnight, 2006; Crompton, 2010).

As desigualdades de *status* de gênero e raça, na perspectiva sociológica adotada no estudo, são baseadas em crenças culturais acerca da capacidade e do valor social dos membros de certas categorias em comparação a outras, sendo que os integrantes desses grupos usam essas distinções essenciais para organizar suas relações sociais. As desigualdades de *status*, por outro lado, tornam-se mais efetivas na medida em que estão incorporadas em desigualdades posicionais de poder e recursos na sociedade (Ridgeway, 2014). Grupos de *status* geram distribuição desigual de oportunidades e recompensas por meio da criação de fronteiras entre essas categorias sociais e a instituição de práticas que distribuem recursos desigualmente através dessas divisões (Tilly, 1998). A distinção analítica entre desigualdade de acesso e desigualdade de tratamento, assim como a correta interpretação do significado de ambas, é uma questão chave para entender como funcionam as desigualdades de *status* de raça e de gênero no Brasil (Figueiredo Santos, 2008; 2009).

Fatores relacionados à segmentação do mercado de trabalho ou à diferenciação da atividade econômica – como setor econômico, região, hierarquia municipal e aspectos afins –, representam contextos importantes na divisão social do trabalho em que os indivíduos estão engajados e são recompensados, e apresentam um potencial significativo de gerar diferenças de renda, mesmo entre atividades e trabalhadores com características idênticas.

Embora o nível educacional tenha um valor intrínseco, cujo benefício aumenta com o montante absoluto obtido, quando se pensa no retorno da educação no mercado de trabalho, no entanto, o que mais importa é a posição ocupada na distribuição da educação, o montante conquistado em relação aos competidores no mercado de trabalho. Além disso, as credenciais educacionais transformam-se em instrumentos de reserva de oportunidades, excludentes, que servem para preservar desigualdades socioeconômicas entre gerações e categorias (Tilly, 1998; Goldthorpe, 1996). O estudo fixa atenção particular nos processos de preservação ou erosão das rendas desproporcionais obtidas pelos controladores de credenciais educacionais no mercado de trabalho.

De forma conjugada aos efeitos de classe social, pretende-se analisar os impactos promovidos nas alterações distributivas pelas variáveis espaciais, setoriais, educacionais e de *status* social e as características dos resultados que promovem. O trabalho se concentra na abordagem das alterações na renda mediana das categorias, pois esta medida sumária retrata melhor os efeitos das mudanças para a maioria dos membros de cada grupo. Uma atenção especial será dada aos efeitos promovidos pelos grupos educacionais devido à sua função alocativa ou de acesso aos contextos de classe e aos efeitos independentes da educação no resultado distributivo geral. Embora se priorize a estimativa de efeitos ao nível da mediana, o estudo explora a capacidade da regressão quantílica de retratar o que está se passando em níveis ou localizações diferenciadas do centro da distribuição da renda.

Metodologia: estratégia de análise e variáveis

O estudo combina o uso de medidas de diferenças observadas e de diferenças ajustadas por regressão quantílica. Serão analisados os efeitos de um leque de variáveis relevantes quando se controla, por classe social, os efeitos desses fatores sem a presença de classe, assim como o que se passa com classe ao se fazer o mesmo processo de controle estatístico. Os diferentes modelos usam dois tipos de comparação de classe. A comparação com o trabalhador típico se dá por representar a categoria de maior densidade da base da estrutura social. A comparação com o conjunto do topo da estrutura social serve para contrastar o rendimento deste bloco privilegiado com os demais grupos. Leva-se em conta o fato da desigualdade brasileira ter como característica marcante a alta concentração da renda justamente entre os mais ricos. Os modelos quantílicos oferecem flexibilidade para focalizar quaisquer segmentos do conjunto da distribuição da variável dependente. Estimam o efeito diferenciado potencial de uma variável independente para qualquer valor da variável dependente abaixo do qual existe a proporção p de uma população (Hao & Naiman, 2007). Foram estimados efeitos nos níveis dos percentis P80, P50 (mediana) e P30 da distribuição da renda.

O estudo utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. Os modelos utilizados incorporam as variáveis independentes de classe social, educação, gênero, raça, setor econômico, região geográfica, dimensão da área urbana, anos de trabalho e horas trabalhadas. A noção de classe está representada por uma tipologia neomarxista adaptada à realidade nacional (Figueiredo Santos, 2005 e 2010). Estudo comparativo do papel de classe social e educação na desigualdade de renda no Brasil mostrou que as categorias desta tipologia de classes têm um poder explicativo bem maior (40% em 2011) sobre os níveis de desigualdade (decomposição do índice L de Theil) do que as divisões entre os grupos educacionais

(30%) (Souza & Carvalhaes, 2014). A noção unificadora de classe social baseada no controle de ativos demonstrou potencial analítico e flexibilidade capaz de pensar a diversidade e a especificidade das circunstâncias e das relações de classe no Brasil. As categorias de classe para o Brasil foram tratadas como construções conceituais, puras e unívocas. Categorias conceituais no sentido de serem baseadas em fatores, complexos ou mecanismos geradores de efeitos. O conceito de classe foi mantido puro (não híbrido) e analiticamente diferenciado de fatores exógenos ao domínio conceitual de propriedade e comando sobre ativos geradores de valor. Por fim, as categorias conceituais foram tratadas como unívocas, ou seja, centradas num princípio ou traço dominante. São considerados de maneira sumária os critérios aplicados na construção das categorias de classe no Brasil. A propriedade de ativos de capital foi diferenciada em termos de quantidade e modo de divisão de trabalho. Deu origem às categorias de capitalista, pequeno empregador e autônomo com ativos. O núcleo privilegiado da classe média foi baseado no controle de conhecimento perito e o exercício de autoridade. Deu origem às categorias de especialista autônomo, gerente e empregado especialista. Foram definidas as situações de classe intermediárias ou ambíguas de empregado qualificado (qualificação sem privilégios) e supervisor (autoridade limitada). O agricultor autônomo foi definido pela posse da terra como um ativo produtivo, mas sem a contratação de trabalho assalariado. O trabalhador típico, sem controle de qualificação escassa, está inserido nos processos interdependentes e assimétricos de apropriação e autoridade característicos da organização social do trabalho sob o capitalismo. Este agente retém certo poder de intervenção individual e coletiva nos processos de apreciação ou depreciação de valor da capacidade de trabalho.

Uma atenção especial deve ser dedicada para explicar as denominadas posições de classe destituídas de ativos. Em um sistema no qual os ativos estão desigualmente distribuídos, conforme argumentou John Roemer, os atores que não possuem certo montante de ativos encontram-se “livres para perder” (Roemer, 1988). Desenvolveu-se uma extensão e elaboração desta ideia que pode ser resumida assim: constituem-se posições de classe destituídas de ativos por meio de processos que levam à exclusão, à insuficiência ou à depreciação de ativos geradores de valor. Caracterizam-se como esses mecanismos se manifestam de forma específica em cada categoria social. Autônomo precário: destituído de ativos de capital ou qualificações; atividade reproduzida nos interstícios do mercado de produtos e serviços. Empregado doméstico: faz um trabalho isolado e disperso de produção de valores de uso para a reprodução de uma unidade domiciliar que não a sua; há uma forte assimetria de poderes e direitos na relação de emprego; ocorre uma depreciação estrutural inerente a um trabalho terminal (*dead-end*). Agricultor precário: caracterizado pela insuficiência de ativos de terra e de estoques vivos; dependência de mercados locais marginais; insegurança em relação aos direitos de propriedade (posseiro). Traba-

lhador elementar: executa tarefas simples, socialmente demandadas, mas muito desvalorizadas; sofre forte depreciação de valor de sua capacidade de trabalho, por causa da alta assimetria de poderes e direitos nas relações de trabalho.

A variável educação nos modelos estatísticos distingue as demarcações principais na aquisição da escolaridade no país: de 0 a 7 anos (inferior ao fundamental), 8 a 10 anos (fundamental completo), 11 anos (segundo grau completo), 12 a 14 anos (superior incompleto) e 15 anos ou mais (superior completo). Gênero, foi incluída variável binária. Raça diferencia o grupo branco e o não branco. Foram seis os setores econômicos considerados (indústria de transformação, indústria extrativa, serviços produtivos, serviços de distribuição, serviços sociais e serviços pessoais). As regiões envolvem Sudeste, Sul, Nordeste, Centro-Oeste e Norte. A hierarquia entre municípios demarca região metropolitana, municípios autorrepresentativos (*proxy* para porte maior ou médio) e demais municípios (menores). Anos de trabalho foi estimado pela idade atual subtraída a idade de ingresso no mercado de trabalho. As horas de trabalho na semana são relativas ao trabalho principal, por motivo de ajuste com a renda. Foram excluídos os dados relativos à zona rural da Região Norte, exceto Tocantins, com a finalidade de comparação entre os anos anteriores e posteriores a 2004.

A variável dependente é a renda do trabalho principal, por motivo de ajuste, pois a variável classe foi mensurada com base no trabalho principal. A renda mediana do trabalho foi expressa em valores de 2011 usando deflatores baseados no INPC, com ajustes na transição para o Plano Real (Corseuil & Foguel, 2002). O estudo estima tanto efeitos absolutos (em reais) quanto relativos (percentuais). O modelo em reais mede uma diferença por subtração ou adição entre os rendimentos, ou seja, o quanto um grupo ganha a menos ou a mais em termos absolutos. Na desigualdade relativa mede-se a razão entre os rendimentos (Medeiros, 2012: 24-25). Será dada certa prioridade à análise dos efeitos na escala original (em reais), em particular quando ocorrer divergência entre os efeitos relativos e absolutos, pois assim se preserva a distribuição efetivamente existente da renda (Hao & Naiman, 2007).

Fatores influentes: análise das diferenças observadas

Por se tratar de um longo período, foram selecionados alguns anos estratégicos para a consideração das medidas descritivas. Os anos de 1992 e 1995 representam o momento de mudança da situação de inflação elevada para a estabilização monetária. O par de anos 2001-2002 permite avaliar o impacto na comparação temporal da alteração ampla que ocorreu em 2002 na classificação ocupacional adotada pela Pnad¹. O ano de 2006 representa um intervalo intermediário no período recente em

1 Na tipologia construída, as mudanças ocupacionais afetam os empregados e o especialista autônomo. Nas categorias de empregadores e em todos os demais autônomos, que abarcam uma parte grande da estrutura social, foram utilizadas principalmente informações sobre o *status* do emprego e o empreendimento (Figueiredo Santos, 2005).

que se manifesta de modo mais significativo o processo de redução da desigualdade de renda pessoal.

A análise é introduzida pela evolução temporal da composição da estrutura social e do peso relativo dos grupos desigualmente recompensados. A distribuição dos indivíduos nas categorias de classe mostra uma flutuação limitada ou estabilidade relativa nos anos iniciais de 1992-1995 que servirão de base de comparação (Tabela 1). A observação dos dados na passagem de 2001 para 2002 revela que a alteração no sistema ocupacional em 2002 gerou uma mudança mais marcante apenas nas categorias próximas de empregado qualificado e de trabalhador típico. A nova classificação ocupacional expandiu (ou passou a mensurar melhor) os grupos de níveis médios de qualificação, o

que favoreceu a inclusão de casos na categoria de empregado qualificado. O fato de todas as demais categorias mostrarem uma flutuação bem limitada demonstra que esta mudança da Pnad não compromete a comparação temporal de longo prazo realizada. A principal alteração de composição no

TABELA 1.
DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO ENTRE AS CATEGORIAS DE CLASSE
(BRASIL, 1992-2011)

| Categoria de classe | 1992 | 1995 | 2001 | 2002 | 2006 | 2011 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Capitalista | 0,54 | 0,60 | 0,66 | 0,58 | 0,68 | 0,58 |
| Especialista autônomo | 0,58 | 0,80 | 0,96 | 1,13 | 1,18 | 1,26 |
| Gerente | 2,25 | 2,46 | 2,67 | 2,79 | 2,75 | 2,47 |
| Empregado especialista | 2,52 | 2,51 | 3,00 | 3,57 | 4,13 | 5,07 |
| Pequeno empregador | 3,74 | 3,85 | 3,94 | 4,00 | 4,08 | 2,93 |
| Autônomo com ativos | 6,78 | 7,36 | 7,50 | 7,46 | 6,95 | 7,22 |
| Autônomo agrícola | 5,31 | 5,31 | 4,25 | 4,26 | 3,59 | 3,13 |
| Empregado qualificado | 3,95 | 3,98 | 4,38 | 7,33 | 7,58 | 7,72 |
| Supervisor | 1,68 | 1,37 | 1,22 | 1,78 | 1,58 | 1,43 |
| Trabalhador típico | 37,00 | 36,26 | 37,77 | 33,98 | 35,43 | 39,46 |
| Trabalhador elementar | 14,24 | 13,21 | 11,82 | 11,76 | 11,45 | 10,01 |
| Autônomo precário | 10,46 | 11,14 | 10,99 | 10,78 | 10,43 | 9,55 |
| Empregado doméstico | 7,97 | 8,75 | 8,90 | 8,74 | 8,57 | 7,78 |
| Agrícola precário | 2,98 | 2,39 | 1,95 | 1,83 | 1,60 | 1,39 |

Fonte: IBGE, Pnad's 1992-2011 – Microdados. Brasil, sem Norte rural, exceto Tocantins.

topo da estrutura social foi a expansão dos grupos que controlam o conhecimento perito. O pequeno empregador sofreu uma importante retração no período bem recente quando caiu para 2,9% em 2011. Trata-se de um ponderável desaparecimento de posições de empregadores, pois não houve um deslocamento para a condição de capitalista. A retração da categoria não pode ser toda explicada como uma mobilidade descendente para a situação de autônomo com capital ou terra. O trabalhador típico cresceu ao final do período, como pode ser visto na evolução da categoria entre 2006 e 2011. Os estratos agrícolas estão continuamente em retração. Na base destituída da estrutura social, a diminuição da categoria de trabalhador elementar, onde estão os trabalhadores manuais agrícolas, decorreu da continuidade do processo de destruição desses empregos no setor agrícola.

A Tabela 2 retrata, para anos selecionados, a trajetória da renda mediana das categorias de classe. Deve-se atentar que foi usado no cálculo da renda o INPC com ajustes na transição para o Plano Real, o que eleva significativamente o valor corrigido da mediana em 1992. Constata-se que o processo de estabilização monetária contribuiu para aumentar a renda mediana das categorias no topo da estrutura social. Os detentores de ativos de capital foram os mais beneficiados por isso, como pode ser visto no avanço da renda do capitalista, especialista autônomo (composto também de profissionais empregadores) e do pequeno empregador, em 1995. As rendas medianas da maioria das categorias que estão abaixo do pequeno empregador alteraram-se muito pouco ou decresceram com a estabilização monetária, com exceção dos autônomos urbanos (com ativos ou precários sem ativos). Isso significa que, em 1995, a desigualdade de classe de renda é maior. Ocorreu em 1995 uma elevação da renda literalmente de todos os empregadores e autônomos urbanos. Entre as posições privilegiadas assalariadas, a elevação da renda mediana não foi marcante (empregado especialista) ou foi menos marcante (gerente) em comparação aos empregadores. Pode-se ponderar que a inflação muito elevada e a reação ao Plano Collor tornariam os dados de 1992 menos confiáveis. Em relação ao primeiro ponto, cabe observar que a mediana é uma medida bem menos sensível a problemas de mensuração associados à flutuação inflacionária, ou seja, a uma variação espúria e extrema de valores que distorceriam o “centro real” da distribuição. Além disso, como estão sendo estimadas rendas típicas dos grupos, menos hetero-

TABELA 2
EVOLUÇÃO DA RENDA MEDIANA DO TRABALHO PRINCIPAL
DAS CATEGORIAS DE CLASSE, EM R\$ 2011, E VARIAÇÃO ATÉ 2011
(BRASIL, 1992-2011)

| Categoria de classe | 1992 | 1995 | 2001 | 2002 | 2006 | 2011 | 1995=1 | 1992=1 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|
| Capitalista | 4.300 | 5.770 | 4.853 | 4.615 | 4.605 | 5.000 | 0,87 | 1,16 |
| Especialista autônomo | 3.440 | 4.327 | 3.883 | 3.373 | 2.631 | 3.000 | 0,69 | 0,87 |
| Gerente | 1.978 | 2.308 | 1.941 | 1.953 | 1.973 | 2.100 | 0,91 | 1,06 |
| Empregado especialista | 2.694 | 2.885 | 2.330 | 2.485 | 2.237 | 2.300 | 0,82 | 0,85 |
| Pequeno empregador | 1.720 | 2.308 | 1.941 | 1.775 | 1.973 | 2.000 | 0,87 | 1,16 |
| Autônomo com ativos | 1.032 | 1.154 | 971 | 888 | 789 | 1.000 | 0,87 | 0,97 |
| Autônomo agrícola | 430 | 346 | 349 | 355 | 395 | 450 | 1,30 | 1,05 |
| Empregado qualificado | 1.376 | 1.422 | 1.165 | 1.065 | 1.052 | 1.200 | 0,84 | 0,84 |
| Supervisor | 1.892 | 1.818 | 1.553 | 1.065 | 1.052 | 1.500 | 0,82 | 0,79 |
| Trabalhador típico | 692 | 721 | 679 | 639 | 658 | 800 | 1,11 | 1,16 |
| Trabalhador elementar | 447 | 346 | 349 | 355 | 460 | 545 | 1,57 | 1,22 |
| Autônomo precário | 464 | 577 | 388 | 426 | 460 | 600 | 1,04 | 1,29 |
| Empregado doméstico | 275 | 288 | 349 | 355 | 460 | 545 | 1,89 | 1,98 |
| Agrícola precário | 249 | 202 | 181 | 178 | 171 | 200 | 0,99 | 0,80 |
| Total | 615 | 577 | 582 | 568 | 655 | 800 | 1,39 | 1,30 |

Fonte: IBGE, Pnad's 1992-2011 – Microdados. Brasil, sem Norte rural, exceto Tocantins. Variação: valor 2011/valor inicial.

gêneos do que a população, esta propriedade da mediana protege ainda mais as estimativas de possíveis distorções. Em relação à possibilidade de uma subestimação das rendas mais elevadas em 1992, isto poderia se aplicar a dois grupos menores do topo da estrutura social (capitalista e especialista autônomo), mas não aos outros dois que têm peso bem maior (empregado especialista e gerente), pois a divergência de renda entre 1992 e 1995 não foi grande para estas últimas categorias. O Plano Collor pode ter afetado em 1992 a renda de empregadores e autônomos que, em razão da falta de dinheiro e crédito, venderam seus estoques e serviços a preços mais baixos (questão reconhecida em avaliações do Plano). A superação destes constrangimentos e o próprio processo de estabilização monetária podem ter favorecido as categorias cujos fluxos de renda, com maior potencial, são mais variáveis e dependentes, até mesmo na realização deste potencial, das flutuações do ambiente econômico. Esses agentes podem também decidir os níveis de retiradas de renda feitas no empreendimento em sintonia com o horizonte econômico.

Entre os anos 2001-2002, a renda mediana mostra uma flutuação limitada e esperada num processo de amostragem. Este comportamento da renda mediana reforça a comparabilidade das categorias de classe social. Além disso, mostra uma nova virtude do uso da mediana para abordar mudanças temporais quando há alterações no modo de mensurar a variável classe social. O supervisor aparece como o caso discrepante, pois a renda mediana de 2002 equivale a 69% da renda de 2001.

No período mais recente pós 2002, constata-se uma elevação da renda absoluta dos principais detentores ativos de capital (capitalista e pequeno empregador). Já os especialistas experimentam um decréscimo de renda mediana. A renda do trabalhador típico progride basicamente no subperíodo de 2006 em diante. Na base social destituída, as melhoras já aparecem no ano de 2002, exceto para o agrícola precário. No conjunto do período pós 1992, os especialistas e empregados qualificados sofrem os maiores retrocessos de renda, tanto em termos absolutos como relativos, em comparação à mediana geral e às mudanças nas medianas dos demais grupos. Os principais detentores de ativos de capital se saem melhor, porém não acompanham a elevação da mediana geral. Os progressos maiores da renda mediana se dão na base da estrutura social, tanto na comparação com 1992 quanto com 1995, exceto para o agrícola precário. Entretanto, a renda do trabalho típico eleva-se menos do que a mediana geral em ambas as comparações, o que implica num decréscimo relativo.

O entendimento das mudanças na renda no período demanda a consideração de um leque de fatores relevantes. A Tabela 3 serve para uma primeira abordagem acerca do papel desempenhado por essas variáveis influentes. Os grupos educacionais experimentam alterações marcantes nos padrões de rendimento. Decresce a renda media-

na de todos os grupos com educação fundamental completa (oito anos) ou mais. O retrocesso é maior ainda a partir do divisor de educação secundária completa (onze anos). Este quadro mostra-se mais dramático quando se compara com a elevação da mediana geral (30%).

As duas principais divisões de *status* social (raça e gênero) mostram um processo de valorização da renda mediana

em 56%, ou seja, bem acima do progresso da mediana geral. Estes ganhos estão localizados em período mais recente pós 2002 e se tornam maiores depois de 2006. Como estão sendo observados os grupos formados pelos que possuem emprego, o que está sendo constatado diz respeito às recompensas associadas com as atividades das pessoas.

Sabe-se que fatores espaciais têm interferido significativamente nos deslocamentos de renda (Souza & Osório, 2011; Neri, 2011). A contribuição promovida pelo porte do município para a queda da desigualdade seria bem mais importante do que as Unidades da Federação e a segmentação entre áreas urbanas e rurais (Barros *et alii*, 2010: 46). Embora em todas as regiões a renda mediana tenha crescido, o Sudeste se destaca por apresentar o pior desempenho (16%) e o Centro-Oeste o melhor

TABELA 3
EVOLUÇÃO DA RENDA MEDIANA DO TRABALHO PRINCIPAL
DE VARIÁVEIS RELEVANTES E VARIAÇÃO PÓS 1992
(BRASIL, 1992-2011)

| Variáveis | 1992 | 1995 | 2002 | 2006 | 2011 | 1992=1 |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Educação 0 a 3 anos | 430 | 346 | 355 | 460 | 545 | 1,27 |
| Educação 4 a 7 anos | 585 | 577 | 515 | 526 | 640 | 1,09 |
| Educação 8 a 10 anos | 791 | 721 | 547 | 566 | 700 | 0,88 |
| Educação 11 anos | 1.204 | 1.044 | 788 | 789 | 850 | 0,71 |
| Educação 12 a 14 anos | 1.548 | 1.442 | 1.100 | 1.052 | 1.100 | 0,71 |
| Educação 15 anos mais | 2.666 | 2.885 | 2.663 | 2.237 | 2.000 | 0,75 |
| Branco | 826 | 808 | 710 | 789 | 1.000 | 1,21 |
| Não branco | 449 | 433 | 444 | 526 | 700 | 1,56 |
| Homem | 688 | 721 | 674 | 710 | 900 | 1,31 |
| Mulher | 450 | 433 | 497 | 526 | 700 | 1,56 |
| Norte | 516 | 577 | 508 | 526 | 700 | 1,36 |
| Centro-Oeste | 602 | 577 | 621 | 658 | 851 | 1,41 |
| Nordeste | 407 | 289 | 355 | 460 | 545 | 1,34 |
| Sudeste | 774 | 808 | 710 | 763 | 900 | 1,16 |
| Sul | 691 | 721 | 701 | 763 | 900 | 1,30 |
| Região metropolitana | 860 | 866 | 710 | 789 | 950 | 1,10 |
| Municípios porte médio | 688 | 721 | 675 | 672 | 850 | 1,23 |
| Municípios menores | 449 | 433 | 444 | 513 | 650 | 1,45 |
| Indústria extrativa | 405 | 317 | 355 | 408 | 545 | 1,35 |
| Indústria transformação | 731 | 721 | 639 | 658 | 850 | 1,16 |
| Serviços distribuição | 843 | 808 | 710 | 674 | 800 | 0,95 |
| Serviços produtivos | 1.479 | 1.442 | 941 | 921 | 1.000 | 0,68 |
| Serviços sociais | 800 | 779 | 834 | 920 | 1.090 | 1,36 |
| Serviços pessoais | 449 | 433 | 355 | 460 | 550 | 1,22 |
| Total | 615 | 577 | 568 | 655 | 800 | 1,30 |

Fonte: IBGE. Pnad's 1992 e 2011 – Microdados. Brasil, sem Norte rural, exceto Tocantins. Dados para quem tem definição de classe social. Variação: valor 2011/valor 1992.

(41%). A desigualdade entre regiões diminui a partir de 1998, mas somente no setor não agrícola. A principal contribuição para a redução da desigualdade regional veio da queda da vantagem relativa de São Paulo (Hoffmann & Oliveira, 2014: 202). O grau de concentração urbana ou a dimensão do município mostra uma tendência de desconcentração da renda, pois a renda mediana cresce mais nos municípios menores (45%) e tem o pior progresso nas regiões metropolitanas (10%).

A segmentação da atividade econômica representa um fator relevante para entender a distribuição das recompensas. As classificações da indústria extrativa e da indústria de transformação seguem o entendimento estabelecido. Os setores de serviços foram classificados de acordo com o destino de sua prestação e seu caráter coletivo ou individual. Os serviços distributivos abarcam os processos de distribuição dos bens aos consumidores finais; os serviços produtivos dizem respeito ao fornecimento de serviços a outros produtores, sendo, por natureza, serviços intermediários e não de resultado final; os serviços sociais estão mais voltados às necessidades e demandas coletivas; por fim, os serviços pessoais, mais heterogêneos, caracterizam-se por sua orientação ao consumidor individual (Browning & Singelmann, 1978). Os setores de atividade econômica mostraram um comportamento bem diferenciado no período analisado. Os dois setores de pior padrão de renda tiveram bom desempenho na renda mediana, com destaque para a indústria extrativa (32%), que engloba a agricultura. Os dois segmentos de maior renda mediana, particularmente os serviços produtivos, apresentaram retrocesso absoluto de renda. Este duplo movimento levou então à diminuição da desigualdade de renda entre os setores no período.

Fatores influentes: análise das diferenças ajustadas

As estimativas de efeitos ajustados por regressão quantílica permitem revelar a estrutura subjacente aos dados observados e aferir os efeitos intrínsecos das variáveis no resultado investigado. São estimadas na Tabela 4 tanto diferenças absolutas quanto relativas (ou percentuais). No modelo de regressão quantílica com a transformação logarítmica, a comparação fica expressa em termos relativos, definindo-se que uma categoria, por exemplo, ganha o equivalente a 250% a mais do que a outra. Obtém-se a expressão em termos de acréscimo percentual pela fórmula:

$$100 * [\exp(\text{Coef.}) - 1].$$

A transformação logarítmica tem o inconveniente de contrair as rendas mais altas, o que deve ser considerado na avaliação do efeito percentual. Além disso, os efeitos não são equivalentes, pois uma estimativa mede uma diferença por adição e a outra uma razão entre as rendas.

TABELA 4
MUDANÇAS ABSOLUTAS E RELATIVAS NAS RENDAS MEDIANAS ESTIMADAS POR REGRESSÃO
QUANTÍLICA. COMPARAÇÃO DE CLASSE COM O TRABALHADOR TÍPICO
(BRASIL, 1992-2011)

| Variáveis | Mediana (R\$ 2011) | | | | Mediana (%) | | | |
|-------------------------|--------------------|-------|-------|-------|-------------|------|------|------|
| | 1992 | 1995 | 2002 | 2011 | 1992 | 1995 | 2002 | 2011 |
| Capitalista | 3.480 | 4.953 | 3.919 | 4.154 | 391 | 564 | 505 | 436 |
| Especialista autônomo | 2.243 | 3.223 | 2.504 | 2.091 | 221 | 355 | 301 | 229 |
| Gerente | 1.188 | 1.433 | 1.261 | 1.274 | 150 | 183 | 176 | 147 |
| Empregado especialista | 1.876 | 1.949 | 1.752 | 1.450 | 222 | 246 | 244 | 168 |
| Pequeno empregador | 1.129 | 1.554 | 1.087 | 1.145 | 149 | 203 | 157 | 133 |
| Autônomo com ativos | 279 | 362 | 170 | 197 | 36 | 56 | 29 | 25 |
| Autônomo agrícola | -121 | -121 | -177 | -265 | -16 | -23 | -31 | -38 |
| Empregado qualificado | 620 | 617 | 383 | 363 | 79 | 91 | 66 | 45 |
| Supervisor | 1.053 | 1.024 | 304 | 572 | 111 | 110 | 45 | 63 |
| Trabalhador elementar | -214 | -193 | -185 | -196 | -33 | -33 | -31 | -24 |
| Autônomo precário | -118 | -53 | -107 | -97 | -19 | -7 | -20 | -15 |
| Empregado doméstico | -158 | -98 | -79 | -88 | -36 | -29 | -21 | -18 |
| Agrícola precário | -181 | -195 | -235 | -376 | -37 | -44 | -51 | -60 |
| Masculino | 140 | 147 | 133 | 173 | 27 | 30 | 25 | 26 |
| Branco | 94 | 101 | 80 | 83 | 21 | 23 | 18 | 11 |
| Anos de trabalho | 2,5 | 3,0 | 3,2 | 3,8 | 0,5 | 0,6 | 0,7 | 0,5 |
| Horas de trabalho | 5,4 | 5,4 | 5,7 | 7,6 | 73 | 64 | 69 | 45 |
| Norte | 90 | 99 | 92 | 88 | 32 | 33 | 29 | 18 |
| Centro-Oeste | 134 | 125 | 149 | 214 | 43 | 41 | 45 | 41 |
| Sudeste | 217 | 204 | 195 | 213 | 63 | 58 | 55 | 39 |
| Sul | 191 | 154 | 158 | 218 | 57 | 49 | 48 | 41 |
| Indústria transformação | 141 | 156 | 95 | 114 | 26 | 29 | 23 | 17 |
| Serviços distribuição | 148 | 144 | 84 | 78 | 26 | 25 | 19 | 11 |
| Serviços produtivos | 524 | 424 | 209 | 176 | 73 | 61 | 41 | 24 |
| Serviços sociais | 213 | 197 | 192 | 213 | 51 | 46 | 78 | 34 |
| Indústria extrativa | 63 | 64 | 54 | 69 | 2* | 3 | 4 | 6 |
| Região metropolitana | 211 | 212 | 158 | 146 | 46 | 45 | 34 | 22 |
| Municípios porte médio | 122 | 115 | 104 | 113 | 30 | 28 | 24 | 18 |
| Pseudo R2 | 0,20 | 0,22 | 0,22 | 0,20 | 0,30 | 0,33 | 0,33 | 0,28 |

A mediana em % foi estimada com a renda em *log*. O impacto percentual foi calculado conforme: $100 [\exp(\text{Coef.}) - 1]$.
* Coeficiente estatisticamente não significativo ao nível de 0,05. Categorias de referência omitidas: Nordeste (região), serviços pessoais (setor) e municípios menores (hierarquia municipal).

Os efeitos de classe estão sendo estimados em relação ao trabalhador típico (categoria omitida). Deve ser considerado na análise das mudanças de renda que o trabalhador típico, usado como na comparação, tem renda próxima da mediana geral, exceto em 1995. Os valores medianos das diferenças observadas sem os ajustes apresentados na Tabela 2 servem de referência para considerar o impacto nas variáveis independentes do controle estatístico promovido pelo modelo de regressão quantílica.

2. Esta superestimação decorre da possível mistura na categoria de casos de empregados qualificados, pois os levantamentos do período não distinguem tão detalhadamente os grupos ocupacionais de níveis médios de qualificação escassa. A nova classificação ocupacional de 2002 em diante da Pnad expandiu a cobertura e precisou a especificação dos grupos de níveis médios de qualificação escassa. Foi criado um grande agrupamento de técnicos de nível médio, composto de 114 grupos ocupacionais diferenciados, abrangendo todas as áreas de atividade. Esta alteração fez com que categoria de empregado qualificado passasse de 4,4% em 2001 (antes da mudança) para 7,3% em 2002, enquanto o trabalhador típico se reduziu de 38,2% para 34,2%. Os novos grupos ocupacionais provavelmente passaram a agregar situações aproximadas antes da categoria de trabalhador típico pela antiga descrição ocupacional.

Percebe-se que as diferenças de renda do trabalhador típico em relação às posições no topo da estrutura social aumentaram ou então diminuíram pouco, a partir do ano base de 1992, exceto no contraste com o empregado especialista. Devido à elevação da renda da maioria dos grupos privilegiados no processo de estabilização monetária, na comparação 1995-2011 a diminuição da desigualdade é mais favorável, pois 1995 representa um ponto de desvantagem mais pronunciada. De outro lado, no geral a renda dos grupos destituídos se aproximou da renda auferida pelo trabalhador típico, exceto o agrícola precário, como pode ser visto na diminuição dos valores negativos. Entretanto, a renda do trabalhador típico pode estar um pouco superestimada nos anos de 1992 e 1995, de modo que podem ter sido um tanto menores as alterações temporais nas distâncias de renda das categorias em relação ao trabalhador típico².

As discrepâncias de renda em relação à raça, embora estejam menores em termos brutos (Tabela 3), tornaram-se mais mediadas por fatores posicionais, pois as vantagens do grupo branco caem no tempo com o controle desses fatores, particularmente quando expressas em termos de discrepâncias relativas (decrecem de 21% para 11%). O efeito caiu por ter sido controlado o fator mediador ou o caminho através do qual o efeito é exercido, como classe social. A Tabela 3 mostra que a vantagem masculina diminui 38 reais entre 1992 a 2011. Com o controle estatístico, a vantagem masculina aumenta 33 reais no mesmo período (Tabela 4). A vantagem sem ajuste diminui, ou seja, as pessoas concretas destas categorias estão menos desiguais. A vantagem ajustada aumenta em termos absolutos e quase não se altera em termos relativos. O comportamento das diferenças absolutas de gênero diante do controle estatístico significa que a vantagem masculina estaria num nível maior se não fossem as mudanças nos efeitos desses fatores. O efeito direto de gênero aumentou, ou seja, o tratamento diferenciado decorrente puramente de ser mulher ou homem, porém o efeito indireto ou associado aos demais fatores influentes apresentou uma queda mais forte, provocando uma redução das diferenças brutas de renda.

Anos e horas de trabalho entram no modelo mais como variáveis de controle. O efeito das horas de trabalho no modelo em reais significa que uma hora adicional de trabalho aumenta a renda em tantos reais. Horas de trabalho no modelo *log* representa a taxa de mudança percentual da renda em relação à mudança percentual das horas de trabalho. O tempo de trabalho ao ser mantido na sua métrica natural em ambos os modelos mostra que um ano adicional de experiência de trabalho aumenta a renda em tantos reais ou em $x\%$. O efeito dos anos de trabalho na renda permanece estável em termos relativos, mas aumenta em termos absolutos. As horas de trabalho mostram resultados ainda mais divergentes, já que em 2011 os efeitos absolutos crescem, porém, os relativos decrescem bastante.

As variáveis espaciais mostram tanto efeitos conjugados quanto independentes dos fatores posicionais e de *status*. A diminuição da vantagem de renda do Sudeste em comparação ao Nordeste (categoria de comparação omitida) manifesta-se nas diferenças observadas (Tabela 3) e particularmente nas diferenças relativas ajustadas (Tabela 4). Isso quer dizer que o processo independe da distribuição e dos efeitos dos fatores controlados. As vantagens do Norte restringem-se particularmente no critério percentual. A Região Centro-Oeste revela um aumento forte das discrepâncias absolutas (diferença por adição) e uma flutuação negativa das relativas (razão entre rendas). Predomina então para a região um processo de ganho de renda. A Região Sul mostra um aumento leve das diferenças absolutas, porém uma diminuição bem mais forte das relativas. Excetuando o Centro-Oeste, prepondera no geral certa tendência de redução das discrepâncias face ao Nordeste.

As vantagens de renda vinculadas ao porte do município em que se vive estão numa marcha contínua de redução. A localização metropolitana em particular perde renda em relação aos municípios de menor porte (categoria de comparação omitida). A trajetória da renda é descendente, tanto no critério absoluto quanto relativo, e independe da composição e dos efeitos dos fatores que estão sendo controlados. Uma consequência interessante é que os fatores espaciais estão contribuindo para tornarem os grupos internamente menos heterogêneos, pois seus padrões de recompensas variam menos conforme a localização espacial.

A Tabela 5 traz duas novidades: a introdução do controle da educação e a estimativa de efeitos sem o controle de classe social. A escolaridade de 0 a 7 anos, ou inferior ao fundamental, representa a categoria de comparação omitida. Deve ser levado em conta que o controle de escolaridade distorce (reduz) os efeitos na renda das posições de classe que controlam credenciais educacionais: especialistas autônomos, empregados especialistas e empregados qualificados. Estas categorias em conjunto perfazem 14,1% da tipologia de classes e ficam com 26,1% do montante da renda em 2011. Este modelo confirma dois processos importantes. No período 1992-2011 as vantagens de renda das qualificações escassas diminuíram para os assalariados (mas não para o especialista autônomo) e os principais controladores de ativos de capital preservaram ou expandiram as suas rendas na comparação com 1992.

Constata-se que em ambos os cenários – com e sem o controle de classe –, diminuiu sensivelmente a vantagem de renda de possuir mais escolaridade. Estudo recente demonstra que a redução do efeito da escolaridade superior a 10 anos ocorre depois de 2002 no setor não agrícola e de 2005 no agrícola (Hoffmann & Oliveira, 2014: 201). A introdução de classe no modelo equivale ao controle do papel da educação no acesso e na aplicação às posições de classe. Isso significa que diminuiu o efeito adicional direto da educação, ou seja, o ganho obtido de modo independente

TABELA 5
MUDANÇAS NA LOCALIZAÇÃO MEDIANA DA RENDA, EM R\$ 2011, COM CONTROLE DE
EDUCAÇÃO, COM E SEM CONTROLE DE CLASSE. COMPARAÇÃO DE CLASSE COM
O TRABALHADOR TÍPICO. (BRASIL, 1992-2011)

| Variáveis | Modelo com classe | | | | Modelo sem classe | | | |
|-------------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------------------|-------|-------|-------|
| | 1992 | 1995 | 2002 | 2011 | 1992 | 1995 | 2002 | 2011 |
| Capitalista | 3.065 | 4.604 | 3.367 | 3.966 | | | | |
| Especialista autônomo | 1.169 | 1.963 | 1.446 | 1.438 | | | | |
| Gerente | 789 | 1.039 | 888 | 958 | | | | |
| Empregado especialista | 962 | 848 | 846 | 883 | | | | |
| Pequeno empregador | 960 | 1.332 | 959 | 1.033 | | | | |
| Autônomo com ativos | 233 | 303 | 137 | 166 | | | | |
| Autônomo agrícola | -55 | -65 | -143 | -221 | | | | |
| Empregado qualificado | 299 | 264 | 145 | 155 | | | | |
| Supervisor | 877 | 798 | 265 | 458 | | | | |
| Trabalhador elementar | -121 | -115 | -127 | -131 | | | | |
| Autônomo precário | -87 | -15* | -80 | -69 | | | | |
| Empregado doméstico | -100 | -34 | -27 | -41 | | | | |
| Agrícola precário | -105 | -141 | -204 | -326 | | | | |
| Homem | 173 | 190 | 164 | 205 | 241 | 245 | 191 | 241 |
| Branco | 66 | 76 | 58 | 57 | 95 | 103 | 79 | 81 |
| Anos de trabalho | 3,8 | 4,5 | 4,7 | 5,5 | 5,4 | 6,3 | 5,7 | 6,4 |
| Horas de trabalho | 5,6 | 5,7 | 5,9 | 7,6 | 5,7 | 6,6 | 6,9 | 8,6 |
| Norte | 87 | 99 | 89 | 81 | 100 | 111 | 96 | 83 |
| Centro-Oeste | 133 | 125 | 143 | 202 | 141 | 138 | 154 | 215 |
| Sudeste | 205 | 195 | 179 | 203 | 202 | 192 | 186 | 213 |
| Sul | 193 | 152 | 149 | 218 | 190 | 152 | 158 | 232 |
| Indústria transformação | 126 | 140 | 89 | 104 | 137 | 123 | 70 | 87 |
| Serviços distribuição | 102 | 98 | 61 | 47 | 139 | 110 | 61 | 50 |
| Serviços produtivos | 337 | 262 | 139 | 97 | 394 | 282 | 135 | 103 |
| Serviços sociais | 59 | 57 | 108 | 111 | 74 | 25 | 110 | 128 |
| Indústria extrativa | -6,8* | 3* | 27 | 48 | -80 | -115 | -98 | -108 |
| Região metropolitana | 176 | 179 | 135 | 131 | 186 | 187 | 137 | 138 |
| Município porte médio | 93 | 90 | 86 | 96 | 98 | 98 | 88 | 104 |
| Educação 8 a 10 anos | 149 | 124 | 66 | 79 | 222 | 188 | 102 | 105 |
| Educação 11 anos | 398 | 360 | 203 | 185 | 575 | 529 | 301 | 251 |
| Educação 12 a 14 anos | 651 | 629 | 431 | 305 | 923 | 915 | 642 | 491 |
| Educação 15 anos mais | 1.504 | 1.678 | 1.305 | 910 | 2.120 | 2.391 | 1.989 | 1.435 |
| Pseudo R2 | 0,24 | 0,26 | 0,26 | 0,22 | 0,20 | 0,21 | 0,21 | 0,18 |

* Coeficiente estatisticamente não significativo ao nível de 0,05. Categorias de referência omitidas: Nordeste (região), serviços pessoais (setor) e municípios menores (hierarquia municipal).

do seu valor de insumo (*input*) usado para o acesso e o desempenho das demandas dos empregos.

Os controles de classe e/ou educação afetam naturalmente as mudanças de renda constatadas entre as categorias de raça e gênero. A introdução do fator educação

representa o dado novo, em relação à análise anterior, e se faz com ou sem o controle concomitante de classe social. As vantagens ajustadas do grupo branco sofrem certa redução particularmente em termos relativos. Isto significa que na comparação temporal aumentou um tanto o componente indireto ou mediado da desigualdade racial, dado o leque de fatores controlados, pois os fatores mediadores estão gerando maior redução. Ao apresentar um padrão bem diferente da desigualdade racial, durante todo o período, o efeito direto de gênero prepondera sobre o efeito indireto ou mediado, pois as desvantagens ajustadas (Tabela 5) mantêm-se altas e próximas das discrepâncias brutas (Tabela 3)³. O efeito direto diz respeito ao julgamento de valor social atribuído por ser membro da categoria e o efeito indireto envolve a implicação do marcador de *status* social no acesso desigual a recurso ou contexto valioso. O aumento absoluto das vantagens medianas masculinas mostradas nos dados ajustados, por outro lado, revela que se não fossem as mudanças nestes fatores elas seriam maiores na atualidade. Estimativas de efeitos percentuais em médias condicionais, com controles distintos, constataam que as desvantagens femininas diminuíram durante todo o período pós 1992 tanto no setor agrícola como no não agrícola (Hoffmann & Oliveira, 2014: 201-202).

3. O diagnóstico das diferenças de características entre as desigualdades de gênero e raça no Brasil foi abordado em estudos anteriores (Figueiredo Santos, 2008 e 2009).

Os deslocamentos de renda entre as regiões, na comparação com o Nordeste (categoria de referência omitida), mostram nos dois modelos aumentos das vantagens de renda do Sul e Centro-Oeste, diminuição das vantagens do Norte e manutenção das do Sudeste. O aumento das diferenças significa que se não fossem os fatores controlados elas seriam maiores. O controle estatístico serve para revelar o efeito intrínseco e direto do pertencimento à região. A estabilidade das vantagens do Sudeste, dado o controle dos fatores, quer dizer que as possíveis alterações nestas variáveis nas regiões comparadas se neutralizaram mutuamente. Já a perda de renda do Brasil metropolitano mantém-se, ou seja, independe das variáveis controladas.

As mudanças de renda entre os setores de atividade econômica mostram um quadro semelhante com os controles simultâneos de educação e classe ou apenas de educação, exceto para o caso da indústria extrativa. Em relação à categoria de referência (omitida) de serviços pessoais (de renda inferior, como já foi visto), diminuem as vantagens da indústria de transformação, dos serviços de distribuição e dos serviços produtivos, mas aumentam as vantagens dos serviços sociais. Os serviços produtivos são os que mais perdem neste processo predominante de convergência de renda entre os setores. Este resultado já observado nas diferenças brutas independe das diferenças de composição de classe e educacional entre os setores.

A Tabela 6 estima efeitos em diferentes níveis da distribuição da renda, no centro (mediana) e fora do centro (P80 e P30). Foram estimados efeitos também ao nível

TABELA 6
EFEITOS ESTIMADOS EM DIFERENTES NÍVEIS DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA EM R\$ 2011.
COMPARAÇÃO DE CLASSE COM O BLOCO PRIVILEGIADO
(BRASIL, 1992-2011)

| Variáveis | P80 | | | P50 (mediana) | | | P30 | | |
|-------------------------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 1992 | 2002 | 2011 | 1992 | 2002 | 2011 | 1992 | 2002 | 2011 |
| Pequeno empregador | -1.569 | -1.461 | -1.215 | -566 | -696 | -447 | -301 | -385 | -238 |
| Autônomo com ativos | -3.523 | -3.353 | -3.208 | -1.415 | -1.614 | -1.393 | -834 | -942 | -823 |
| Autônomo agrícola | -4.396 | -4.285 | -4.212 | -1.816 | -1.961 | -1.856 | -1.038 | -1.131 | -1.090 |
| Empregado qualificado | -3.024 | -3.261 | -3.175 | -1.077 | -1.399 | -1.222 | -603 | -760 | -646 |
| Supervisor | -2.213 | -3.165 | -2.688 | -643 | -1.478 | -1.018 | -235 | -796 | -504 |
| Trabalhador típico | -4.194 | -4.068 | -3.929 | -1.695 | -1.793 | -1.590 | -958 | -976 | -853 |
| Trabalhador elementar | -4.664 | -4.405 | -4.289 | -1.908 | -1.967 | -1.787 | -1.081 | -1.107 | -998 |
| Autônomo precário | -4.384 | -4.165 | -3.938 | -1.812 | -1.890 | -1.689 | -1.067 | -1.093 | -990 |
| Empregado doméstico | -4.481 | -4.198 | -4.036 | -1.852 | -1.863 | -1.679 | -1.085 | -1.047 | -942 |
| Agrícola precário | -4.563 | -4.445 | -4.448 | -1.876 | -2.018 | -1.968 | -1.073 | -1.169 | -1.165 |
| Homem | 263 | 250 | 334 | 141 | 133 | 174 | 90 | 88 | 120 |
| Branco | 204 | 145 | 168 | 94 | 80 | 83 | 66 | 61 | 59 |
| Anos de trabalho | 5,3 | 6,5 | 7,5 | 2,5 | 3,3 | 3,9 | 1,8 | 2,3 | 2,6 |
| Horas trabalho | 6,7 | 7,1 | 9,2 | 5,4 | 5,8 | 7,6 | 4,7 | 5,0 | 7,1 |
| Norte | 134 | 124 | 131 | 90 | 91 | 87 | 72 | 73 | 70 |
| Centro-Oeste | 183 | 223 | 342 | 135 | 148 | 214 | 118 | 116 | 176 |
| Sudeste | 301 | 262 | 291 | 217 | 195 | 212 | 171 | 154 | 178 |
| Sul | 234 | 195 | 281 | 191 | 158 | 218 | 163 | 133 | 187 |
| Indústria transformação | 271 | 113 | 145 | 142 | 95 | 112 | 100 | 78 | 94 |
| Serviços distribuição | 284 | 126 | 123 | 147 | 83 | 76 | 100 | 60 | 56 |
| Serviços produtivos | 1.200 | 364 | 311 | 543 | 215 | 178 | 295 | 163 | 134 |
| Serviços sociais | 348 | 317 | 404 | 213 | 187 | 205 | 150 | 147 | 158 |
| Indústria extrativa | 181 | 112 | 179 | 63 | 53 | 66 | 12* | 23 | 17** |
| Metropolitana | 370 | 270 | 246 | 211 | 157 | 144 | 153 | 115 | 113 |
| Município porte médio | 186 | 157 | 167 | 121 | 102 | 112 | 101 | 81 | 89 |
| Pseudo R2 | 0,29 | 0,33 | 0,29 | 0,20 | 0,22 | 0,19 | 0,15 | 0,16 | 0,16 |

Fonte: IBGE. Pnad's 1992 e 2011 – Microdados.

* Coeficiente estatisticamente não significativo a 0,05. **Coeficiente estatisticamente não significativo a 0,01. Categorias de referência omitidas: Nordeste (região), serviços pessoais (setor) e municípios menores (hierarquia municipal).

de P90 e P20. Embora não sejam mostradas nas tabelas, no geral os resultados nos níveis superiores (P80 e P90) e inferiores da distribuição (P20 e P30) são convergentes. A comparação de classe é realizada com as posições mais privilegiadas tomadas como um todo. O bloco privilegiado usado como referência na comparação é composto das categorias de capitalista, especialista autônomo, gerente e empregado especialista. Os coeficientes de regressão estimados para os quantis revelam efeitos em distribuições e não em indivíduos. A distinção sutil entre mudar o que significa estar no topo, no meio ou na base da distribuição e alterar a renda das pessoas localizadas nestes “níveis” depende de a mudança preservar ou não o ordenamento dos indivíduos na distribuição (Angrist & Pischke, 2008: 281). Na avaliação das diferen-

ças absolutas deve ser levado em conta que os patamares de renda são diferentes nos vários níveis da distribuição. Reduções equivalentes nas distâncias absolutas são mais relevantes quando ocorrem nos níveis inferiores, pois, neste plano, a renda é mais baixa em consequência do próprio ordenamento dos quantis.

A renda do pequeno empregador aproximou-se do campo privilegiado nos três níveis da distribuição, ou seja, diminuíram as distâncias entre as rendas medianas, maiores e menores destas categorias. Esta aproximação de renda pode refletir um processo negativo de seletividade, pois houve uma retração da categoria em 2011, o que provavelmente corresponde a um desaparecimento de empregadores com menores ganhos. No conjunto do período, as discrepâncias de renda do trabalhador típico em comparação ao bloco privilegiado diminuíram mais no nível superior da distribuição (R\$ 265,00 em P80) embora deva ser visto que neste nível existe mais renda absoluta a ser alterada. Na base da estrutura social, as mudanças foram mais significativas no nível superior da distribuição para o trabalhador elementar, o autônomo precário e o empregado doméstico. Isso significa que se elevaram as rendas mais altas destes grupos e/ou rebaixaram-se as rendas superiores do bloco privilegiado. No subperíodo pós 2002, no entanto, a diminuição da desigualdade entre a base e o topo foi maior ao nível da mediana.

As vantagens masculinas de renda, com o controle estatístico deste leque de variáveis, aumentaram nos três níveis da distribuição. No curso do período, estes fatores parecem ter agido como uma espécie de força de supressão em termos temporais, pois o seu controle aumenta o efeito de gênero, mostrando que essas vantagens seriam maiores hoje, não fossem as mudanças que se deram⁴. O papel especial da alocação de classe neste processo pode ser confirmado pelo fato de o efeito não se alterar sem o controle deste fator (Tabela 5, modelo sem classe). A elevação da desigualdade de gênero com o controle do acesso a classe e outros fatores indica que o efeito direto de gênero está mais forte, porém isso foi mais do que contrabalançado pela diminuição das barreiras posicionais associadas ao *status* de gênero. Já as vantagens de renda do grupo branco, com os mesmos controles, diminuíram um tanto, o que sugere que na atualidade elas estão sendo mais mediadas por estes fatores. A diminuição foi maior no topo da distribuição, porque a desvantagem era mais elevada neste nível em que se controla mais renda.

Nos três níveis da distribuição, confirma-se a redução no período da vantagem de renda de morar em região metropolitana. Como vários fatores com fortes implicações socioeconômicas estão sendo controlados, os dados traduzem uma elevação intrínseca de natureza socioespacial e bem robusta da renda dos municípios menores do país (categoria de referência). Note-se que as vantagens dos municípios de porte maior ou médio decresceram, embora em níveis reduzidos.

4. Uma variável de supressão manifesta-se quando o seu controle estatístico produz um aumento do efeito da variável focal. A variável de interesse assume uma força maior, pois se controla o fator que estava agindo no sentido de suprimir parte de seu efeito específico (Rosenberg, 1976). O processo manifesta-se na mesma base de dados. O conceito é usado aqui numa analogia, pois está sendo aplicado à mudança temporal de um bloco de variáveis em diferentes bases de dados (de 1992 para 2011).

TABELA 7
EFEITOS ESTIMADOS EM DIFERENTES NÍVEIS DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA EM R\$ 2011,
COM CONTROLE DE EDUCAÇÃO. COMPARAÇÃO DE CLASSE COM O BLOCO PRIVILEGIADO
(BRASIL, 1992-2011)

| Variáveis | P80 | | | P50 (mediana) | | | P30 | | |
|-------------------------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|------|------|------|
| | 1992 | 2002 | 2011 | 1992 | 2002 | 2011 | 1992 | 2002 | 2011 |
| Pequeno empregador | -377 | -260 | -510 | -58 | -98 | -71 | -6* | -35 | -43 |
| Autônomo com ativos | -1.952 | -1.950 | -2.216 | -785 | -920 | -939 | -488 | -526 | -556 |
| Autônomo agrícola | -2.558 | -2.665 | -3.009 | -1.073 | -1.199 | -1.327 | -630 | -680 | -795 |
| Empregado qualificado | -1.991 | -2.230 | -2.508 | -719 | -906 | -942 | -407 | -463 | -479 |
| Supervisor | -995 | -1.883 | -1.872 | -144 | -793 | -650 | 33** | -382 | -277 |
| Trabalhador típico | -2.532 | -2.532 | -2.821 | -1.015 | -1.054 | -1.103 | -583 | -552 | -587 |
| Trabalhador elementar | -2.785 | -2.738 | -3.047 | -1.139 | -1.182 | -1.235 | -653 | -643 | -683 |
| Autônomo precário | -2.643 | -2.568 | -2.784 | -1.104 | -1.136 | -1.174 | -672 | -650 | -705 |
| Empregado doméstico | -2.694 | -2.561 | -2.837 | -1.115 | -1.082 | -1.145 | -667 | -583 | -642 |
| Agrícola precário | -2.701 | -2.817 | -3.235 | -1.124 | -1.259 | -1.433 | -660 | -720 | -867 |
| Homem | 307 | -287 | 376 | 174 | 165 | 207 | 121 | 114 | 147 |
| Branco | 126 | 97 | 110 | 67 | 58 | 58 | 47 | 46 | 43 |
| Anos de trabalho | 8,0 | 8,8 | 10 | 3,9 | 4,8 | 5,6 | 2,7 | 3,2 | 3,9 |
| Horas trabalho | 7,4 | 7,2 | 9,0 | 5,6 | 5,9 | 7,7 | 4,9 | 5,1 | 7,2 |
| Norte | 142 | 123 | 121 | 87 | 89 | 80 | 75 | 73 | 66 |
| Centro-Oeste | 171 | 212 | 311 | 133 | 143 | 202 | 118 | 115 | 167 |
| Sudeste | 291 | 242 | 263 | 206 | 180 | 203 | 168 | 147 | 172 |
| Sul | 243 | 195 | 271 | 192 | 151 | 219 | 161 | 126 | 188 |
| Indústria transformação | 236 | 95 | 123 | 128 | 89 | 102 | 94 | 80 | 93 |
| Serviços distribuição | 205 | 92 | 71 | 103 | 60 | 47 | 75 | 48 | 38 |
| Serviços produtivos | 664 | 173 | 131 | 340 | 142 | 98 | 200 | 118 | 88 |
| Serviços sociais | 65 | 158 | 194 | 56 | 103 | 103 | 51 | 86 | 89 |
| Indústria extrativa | 36* | 60 | 135 | -5* | 25 | 46 | -27 | 9* | 6* |
| Região metropolitana | 279 | 207 | 196 | 174 | 134 | 129 | 131 | 105 | 107 |
| Município porte médio | 127 | 127 | 129 | 92 | 86 | 96 | 80 | 70 | 84 |
| Educação 8 a 10 anos | 258 | 119 | 128 | 149 | 67 | 80 | 107 | 53 | 65 |
| Educação 11 anos | 728 | 378 | 307 | 398 | 204 | 187 | 273 | 156 | 148 |
| Educação 12 a 14 anos | 1.231 | 855 | 581 | 657 | 429 | 304 | 427 | 288 | 212 |
| Educação 15 anos mais | 2.886 | 2.420 | 1.813 | 1.526 | 1.300 | 902 | 989 | 896 | 578 |
| Pseudo R2 | 0,33 | 0,37 | 0,32 | 0,23 | 0,21 | 0,22 | 0,18 | 0,19 | 0,18 |

Fonte: IBGE. Pnad's 1992 e 2011 – Microdados.

* Coeficiente estatisticamente não significativo a 0,05. ** Coeficiente estatisticamente não significativo a 0,01. Categorias de referência omitidas: Nordeste (região), serviços pessoais (setor) e municípios menores (hierarquia municipal).

Na Tabela 7, foi acrescentado ao modelo estatístico o controle da escolaridade. O patamar geral de vantagens do bloco privilegiado decresce, o que é compreensível, pois se está controlando o efeito do insumo educacional que dá acesso e caracteriza particularmente os bons empregos de especialistas. As duas categorias de especialistas, por outro lado, dobraram de tamanho (de 3,1% para 6,3%) dentro da composição do bloco privilegiado. A implicação disso é que as perdas de renda dos

empregos de especialistas passam a afetar mais fortemente as vantagens do topo da estrutura social. Feita esta ponderação, realiza-se então a análise do que ocorre com as rendas dos grupos, dado o controle da educação.

O trabalhador típico experimenta um aumento das discrepâncias negativas no nível superior e no centro da distribuição. No nível inferior da distribuição, é como se não tivessem ocorrido mudanças neste período de quase vinte anos. Na base da estrutura social, as desvantagens absolutas aumentaram em todos os níveis para o trabalhador elementar e o autônomo precário. No confronto com o bloco privilegiado, com o controle adicional de educação, a renda do empregado doméstico experimenta flutuações para baixo no nível superior e mediano da distribuição. A desvantagem diminui um pouco no nível inferior. O resultado é significativo, pois a categoria que mais ganhou renda bruta ou não ajustada no período mostra uma situação principal de flutuação negativa. Sem o controle de educação, como mostra a Tabela 6, houve reduções nas desvantagens de renda destas categorias. Dado o controle da educação, ocorre no curso do tempo o aumento das discrepâncias ajustadas de renda das categorias da base em relação ao polo superior. Embora este controle introduza problemas na análise, pois as categorias de especialistas se caracterizam por controlar credenciais educacionais, o que afeta o patamar da desigualdade. Este resultado sugere que se não fossem as alterações que se deram neste fator, associadas à redução na dispersão da escolaridade e/ou ao rebaixamento dos ganhos dos níveis mais elevados de escolaridade, as vantagens do bloco privilegiado seriam bem maiores na atualidade⁵.

Os dados mostram que as vantagens associadas aos elevados níveis de escolaridade, com o controle do acesso a classe social, regridem em todos os três níveis da distribuição. Estima-se então um efeito puramente direto da educação, ou seja, um efeito não mediado ou não associado às demais variáveis que estão sendo controladas. Está sendo removida da estimativa da renda, cabe atentar, a contribuição indireta da educação como critério de ingresso ou acesso aos bons empregos que exigem escolaridade. Pode-se supor então que diminuíram os efeitos diferenciadores da educação dentro e à parte dos contextos ou grupos sociais. Este retrocesso relativo de renda é particularmente forte no nível superior. No topo dos 80% de maior renda, as vantagens absolutas de renda dos graus de escolaridade mais elevados, em relação aos que não possuem escolaridade fundamental completa, passaram a equivaler a apenas 47% (12 a 14 anos) e a 63% (15 anos ou mais) do que foram em 1992. Representa um patamar de alteração muito expressivo. Este resultado deve ser interpretado em conjunto com o enfraquecimento relativo da renda, já constatado, das categorias de classe que controlam o conhecimento perito e as qualificações escassas. Estudo baseado em método de decomposição dinâmica da desigualdade, por meio de regressão com controles diversos, revelou que no pe-

5. Hoffmann argumenta que as mudanças constatadas em modelos de regressão na desigualdade de renda estão mais diretamente associadas às alterações na dispersão da escolaridade e não propriamente na desigualdade da escolaridade (Hoffmann & Oliveira, 2014: 198). No presente estudo, educação foi mensurada como bloco de variáveis binárias que captam as principais transições educacionais.

período de 2002 a 2011 a variável educação ofereceu a principal contribuição isolada para a queda da desigualdade, da ordem de 41%, sem o controle de classe social, e de 28% com este controle adicional (Souza & Carvalhaes, 2014: 120).

Considerações finais

Os deslocamentos de renda entre o topo e a base da estrutura social, no conjunto do período, foram mais significativos ao nível superior da distribuição (Tabela 6). As rendas superiores do bloco privilegiado foram rebaixadas e as rendas mais altas das categorias da base podem ter se elevado nesta comparação relativa. Este processo parece ter sido estimulado pela melhora na dispersão da escolaridade e/ou os retrocessos das vantagens dos níveis mais elevados de escolaridade. A pertinência desta interpretação é reforçada pelo fato dos especialistas, que perderam renda, expandiram significativamente o seu peso dentro do bloco privilegiado (ver Tabela 1). A diminuição da heterogeneidade dentro das classes, constatada em estudo anterior (Figueiredo Santos, 2014), foi impulsionada por fatores socioespaciais, setoriais e educacionais. Diminuíram os efeitos diferenciadores dessas variáveis dentro dos contextos ou grupos sociais. Diferenciações da atividade econômica e segmentações do mercado de trabalho, em que os indivíduos estão localizados e são recompensados, revelaram-se como contextos sociais impactantes nos deslocamentos de renda. Reduções nas desigualdades espaciais de renda, ligadas aos territórios e particularmente às hierarquias entre municípios, contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda entre e dentro dos grupos sociais. A perda relativa de renda do Brasil metropolitano mostrou-se fortemente intrínseca à dimensão socioespacial e, por isso, possui um potencial de continuar em operação, se não ocorrerem mudanças contextuais importantes. Trata-se de um dos poucos fatores cuja tendência não foi afetada pelo controle estatístico da composição e os efeitos do leque de variáveis incorporado à análise. Na medida em que as posições privilegiadas estão mais concentradas nestes espaços, as vantagens relativas destes grupos e destes territórios foram mutuamente afetadas. Dos resultados encontrados, emana claramente a confirmação sociológica de que os integrantes dos grupos são afetados pelos locais em que residem, pelas unidades em que trabalham e pelos segmentos aos quais se vinculam e para os quais foram diferenciadamente alocados. As características socialmente padronizadas dos territórios, das malhas urbanas, das unidades de trabalho e das segmentações econômicas representam estruturas de oportunidades que incrementam ou restringem os fluxos de renda e os padrões de vida dos seus ocupantes.

Os processos incidentes nas rendas dos grupos de *status* de raça e de gênero mostraram diferentes características. Embora a desigualdade racial tenha caído em termos brutos, revelando que no agregado os indivíduos estão menos desiguais, foram fortalecidos (ou pelo menos se mantêm fortes) os mecanismos indiretos de acesso

desigual a contextos e recursos valiosos que historicamente têm atuado como fatores mediadores fundamentais da desigualdade racial. Estimativas de efeitos percentuais em médias condicionais, com controles distintos, constataam que as desvantagens de pretos e pardos são bem similares e não mostram tendência de diminuição durante todo o período de 1992 a 2012 tanto no setor agrícola quanto no não agrícola (Hoffmann & Oliveira, 2014: 203). Em relação à desigualdade de gênero, o leque de fatores investigados passou a favorecer ou a desfavorecer menos à mulher e seus efeitos agiram no sentido de comprimir um tanto a vantagem masculina. Se não fossem estes fatores, ou seja, se não fosse uma mudança nos efeitos indiretos (ter algo valioso) o efeito direto da categorização de gênero teria aumentado a vantagem masculina. O efeito direto de gênero (ser homem) mostra uma força persistente tanto dentro quanto de forma independente dos contextos sociais.

O entendimento das mudanças de renda entre os grupos de *status* de raça e de gênero demanda um quadro de referência sensível ao modo como os efeitos diretos e indiretos podem combinar-se de diferentes maneiras. Na categorização racial, a desigualdade de acesso se fortaleceu ou permaneceu forte, enquanto caiu a de tratamento; na categorização de gênero, a desigualdade de acesso diminuiu, mas a de tratamento aumentou. As pessoas concretas dessas categorias ficaram menos desiguais, visto que as diferenças brutas de renda caíram, pois no geral foi mais favorável o resultado agregado do jogo entre efeitos diretos (tratamento) e indiretos (acesso) destas categorizações de *status* social. O estudo reforçou a importância da distinção analítica entre desigualdade de acesso e de tratamento para entender as mudanças nos padrões de recompensas entre os grupos de raça e gênero. O intérprete deste processo deve diferenciar as discrepâncias de renda entre os indivíduos concretos e o interesse sociológico no efeito intrínseco ou mecanismo causal que revela a propriedade emergente da desigualdade categórica de *status* social.

Todos os cenários desenhados pelo jogo de controles estatísticos mostram que diminuiu sensivelmente a vantagem de renda de possuir mais escolaridade. Ao enfraquecimento do efeito direto e independente da educação vem se somar o rebaixamento relativo da renda dos especialistas e empregados qualificados. As mudanças de renda foram menores justamente entre as dimensões que são menos afetadas pela distribuição ou dispersão da educação e por seus efeitos diretos e indiretos na renda. No curso do período, a renda do pequeno empregador aproximou-se do bloco privilegiado nos três níveis da distribuição da renda. A vantagem de renda do gerente em relação ao trabalhador típico aumentou sem e com o controle da educação. Os principais detentores de ativos de capital conseguiram proteger ou mesmo expandir as suas rendas em um contexto de progressiva diminuição da desigualdade de renda entre os indivíduos. O contrapeso exercido pelos efeitos de possuir capital e exercer autoridade na queda da desigualdade de renda foi circunscrito devido ao fato

destas categorias não terem se expandido na estrutura social. A ampliação no topo dos empregos de especialistas, num quadro de redução do padrão de renda dessas categorias, pode ter contribuído para a diminuição das discrepâncias de renda entre a base e o topo da estrutura social. As distâncias de renda reduzem-se à medida que as vantagens e a composição dos grupos privilegiados se tonaram mais dependentes de recursos educacionais que estão perdendo valor (Figueiredo Santos, 2015).

O emprego de categorias conceituais de classe social permitiu estabelecer uma localização mais adequada das mudanças de renda e sua relação com os determinantes dos resultados observados. As construções conceituais unívocas das categorias contribuíram para a visualização de contrastes de classe cujos resultados são exemplos típicos das dimensões de propriedade, autoridade e credencial da estrutura social. O uso de conceito puro, não híbrido, minimizou a ambiguidade de interpretação, obtendo-se uma especificação mais consistente dos processos que estão em atividade. A abordagem em questão contribuiu para distinguir poderes causais afins (emprego de especialista e escolaridade superior) e considerar as especificidades dos efeitos diferenciados.

Abstract: The article analyzes the influences of spatial, sector, educational and status variables on earnings changes in Brazil between 1992 and 2011. These factors are considered in its specificity and in its relations to social class. The study combines the use of measures of gross differences and adjusted differences by quantile regression. Models are estimated both in terms of absolute effects (in Brazilian Real) and in relative effects (percentages). The paper covers particularly the changes in median earnings, but also looks for changes in the upper and lower levels of the earnings distribution. The relative losses of earnings of the metropolitan areas have shown strongly intrinsic to the spatial dimension. The fall in gross (not adjusted) earnings discrepancies for the race and gender categories have involved very different combinations between direct and indirect effects. Reductions in the spatial, sector and educational inequalities have contributed to the decrease of the heterogeneity within the social classes. All scenarios designed by the use of statistical controls have revealed that diminished the earnings advantage of having more schooling. Earnings shifts were lower just between the social positions that have been less affected by changes in the dispersion or distribution of education and its direct and indirect effects on earnings.

Keywords: Inequality, earnings, social class, economic segmentation, education, quantile regression.

Referências

ANGRIST, Joshua; PISCHKE, Jorn-Steffen. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press, 2008.

BARROS, Ricardo Paes de *et alii*. Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil. "Texto para discussão" n. 1460. Brasília: Ipea, 2010.

BROWING, Harley; SINGELMANN, Joachim. The transformation of the U. S. labor force: the interaction of industry and occupation. *Politics & society*, v. 8, n. 3-4, p. 429-80, 1978.

CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. "Texto para discussão" n. 897. Brasília: Ipea, 2002.

CROMPTON, Rosemary. Class and employment. *Work, Employment and Society*, v. 24, n. 1, p. 9-26, 2010.

GOLDTHORPE, John. Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment. *The British Journal of Sociology*, v. 47, n. 3, p. 481-505, 1996.

GOLDTHORPE, John; MCKNIGHT, Abigail. The economic basis of social class. In: MORGAN, Stephen *et alii* (Ed.). *Mobility and inequality*. Stanford: Stanford University Press, 2006.

FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. Classe média e mudanças de renda no Brasil. *Revista Brasileira de Sociologia*, v. 2, n. 4, p. 83-107, 2014.

———. Comprehending the class structure specificity in Brazil. *South African Review of Sociology*, v. 41, n. 3, p. 24-44, 2010.

———. A interação estrutural entre a desigualdade de raça e de gênero. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 24, n.70, p. 37-60, 2009.

———. Classe social e desigualdade de gênero no Brasil. *Dados*, v. 55, n. 2, p. 353-402, 2008.

———. Uma classificação socioeconômica para o Brasil. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 20, n. 58, p. 27-45, 2005.

HAO, Lingxin; NAIMAN, Daniel. *Quantile regression*. Thousand Oaks: Sage, 2007.

HOFFMAAN, Rodolfo; OLIVEIRA, Régis. The Evolution of Income Distribution in Brazil in the Agricultural and the non-agricultural Sectors. *World Journal of Agricultural Research*, v. 2, n. 5, p. 192-204, 2014.

MEDEIROS, Marcelo. *Medidas de desigualdade e pobreza*. Brasília: EdUnB, 2012.

NERI, Marcelo. *Desigualdade de renda na década*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2011.

RIDGEWAY, Cecília. Why status matters for inequality. *American Sociological Review*, v. 79, n. 1, p. 1-16, 2014.

ROEMER, John. *Free to lose: an introduction to marxist economic philosophy*. Cambridge: Harvard University Press, 1988.

ROSENBERG, Morris. *A lógica da análise do levantamento de dados*. São Paulo: Cultrix, 1976.

SOUZA, Pedro H. G. F. de; OSÓRIO, Rafael Guerreiro. A redução das disparidades regionais e a queda da desigualdade racial de renda (1981-2009). "Texto para discussão" n. 1648. Brasília: Ipea, 2011.

SOUZA, Pedro H. G. F. de; CARVALHAES, Flávio. Estrutura de classes, educação e queda da desigualdade, 2002-2011. *Dados*, v. 57, n. 1, p. 101-128, 2014.

TILLY, Charles. *Durable inequality*. Berkeley: University of California Press, 1998.

WRIGHT, Erik Olin. Foundations of a neo-Marxist class analysis. In: WRIGHT, Erik Olin (Ed.). *Approaches to class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

———. *Class counts: comparative studies in class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.