

Determinantes da renda no Brasil: principais fatores e transformações nas últimas décadas

Avanço de investigação em curso¹

GT 27: Sociologia Econômica

Fernando Tavares Jr²
ftavares@caed.ufjf.br

Resumo

A análise da produção e distribuição de renda sempre ocupou papel de destaque na Sociologia Econômica. A estrutura de classes se articula com as desigualdades de recursos e a investigação empírica aponta que ambas experimentaram transformações relevantes no Brasil nas últimas décadas. O crescimento da participação feminina, a elevação da escolaridade média, dentre outras transformações sucessivas, produziram ao fim do período alterações significativas na sociedade brasileira, retrato de um salto qualitativo no ciclo de nossa modernização conservadora. Técnicas avançadas de análise hierárquica multinível, ainda pouco exploradas para estudo de estrutura de classes e desigualdades, mostraram-se adequadas aos dados disponíveis e promissoras para a compreensão dos mecanismos operatórios de nossa sociedade.

Palavras chave: Renda, Desigualdades Sociais, Classes Sociais

Apresentação

A análise da produção e distribuição de renda sempre ocupou papel de destaque na Sociologia Econômica. De outro lado, a estrutura de classes se articula com a estrutura de rendimento e a investigação empírica aponta que ambas experimentaram transformações relevantes no Brasil nas últimas décadas, impulsionadas por mudanças sociais significativas, como: crescimento da participação feminina, aumento da formalização do contrato de trabalho, elevação da escolaridade média, ampliação do acesso ao ensino superior, dentre outros. Este trabalho investiga estas transformações nos últimos 35 anos, através de técnicas avançadas de análise hierárquica multinível, a partir das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) do IBGE.

De fato, ao longo das últimas décadas, o Brasil experimentou ciclos significativos de transformações sociais, políticas e econômicas. A relativa estabilidade dos indicadores da desigualdade, como o Gini, da estrutura de classes e sua distribuição, dentre outros fatores, têm conduzido a visões conservadoras da sociedade brasileira. Uma análise mais detalhada da estrutura de classes permite descrever com mais clareza outro cenário, onde várias pequenas transformações produziram outra configuração social, que demanda interpretações plurais. A expansão dos direitos sociais, em especial a educação, também experimentou períodos de avanço tanto na vigente democracia quanto nos anos anteriores. Foram as famílias e a melhoria das condições de vidas que se mostraram os principais promotores dos avanços educacionais, mais do que as políticas governamentais em si³. Depois de superados os entraves mais severos na oferta e no fluxo do ensino fundamental e incentivada a larga

¹ O presente trabalho foi realizado com apoio do Programa Observatório da Educação, da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES/Brasil.

² Doutor em Sociologia – IUPERJ. Prof. Adj do Dept Ciências Sociais – ICH / UFJF

³ Cf. Valle Silva e Hasenbalg, 2000.

expansão privada do nível superior, os maiores gargalos na educação concentram-se na melhoria da qualidade (desempenho cognitivo dos alunos) e da oferta adequada do ensino médio. Considerados outros fatores sociais e econômicos, a renda aparece, no entanto, como um elemento que merece atenção especial.

Este trabalho testa os determinantes da desigualdade de renda através de análise hierárquica, produzindo resultados mais fidedignos da distinção e poder explicativo das características individuais (demográficas) e dos fatores estruturais (sócio-econômicos) na interpretação das desigualdades. Permite ainda o estudo iterativo da produção dos efeitos, ou seja, o impacto de uma variável estrutural sobre as características individuais, o que viabiliza a análise tanto do incremento (desenvolvimento ou estacionamento) quanto dos fatores, processos e caminhos pelos quais se produz e reproduz a desigualdade.

Pressupostos metodológicos

Para empreender a análise dos determinantes da renda no Brasil, analisaram-se dados de indivíduos e domicílios entre 1976 e 2011. O objeto de pesquisa foi a renda derivada da ocupação principal dos indivíduos. Junto da análise da renda, investigou-se também a inserção na estrutura de classes, segundo definições sociológicas (topológicas) em oposição a classificações hierárquicas, típicas da literatura econômica. Adjacente à operacionalização dos conceitos de classe social está a reflexão acerca das teorias que a instruem.

As fontes de dados para este estudo foram as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio (PNAD), produzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A coleção de dados compreende o intervalo entre 1976 e 2011, em específico: 1976, 1982, 1988, 1996, 2002, 2007 e 2011. As PNADs de 1982, 1988 e 1996 dispõem de informações adicionais relativas à origem social e mobilidade. A variável dependente escolhida foi a remuneração da ocupação no trabalho principal na semana de referência. A utilização da renda ao longo do tempo sempre traz desafios metodológicos. Após várias abordagens, a padronização da renda, seguida por sua *logaritmação* decimal, com ajustes para extração de observações aberrantes, produziu, para cada ano, uma curva mais próxima de uma distribuição normal e similar entre todos os anos, com amplitude fixa de 1:1000. As principais hipóteses que instruíram os testes empíricos foram:

(1: Capital Humano) Renda é função de fatores produtivos diretos (individuais) e a estratificação por escolaridade produz partição da variância superior à distinção ocupacional.

(2: *Job competition*) Renda é função de fatores produtivos e não produtivos e a topologia ocupacional produz partição da variância superior a fatores individuais.

(3: Pós Fordismo) Diferentes características ocupacionais afetam de forma específica as desigualdades individuais, indicando um gradual descolamento entre as pirâmides (estratificações) sociais e econômicas típicas do período fordista.

Hipótese nula: as desigualdades de renda não se explicam por fatores estruturais (produtivos ou não produtivos) nem por características agregadas (ocupacionais ou educacionais), mas por fatores puramente individuais (como talento, criatividade e esforço) e aleatórios (sorte).

Além do uso de modelos de regressão linear múltipla⁴ (multifatorial), interessa-nos a consideração de a análise ser feita hierarquicamente em múltiplos níveis (multinível). Essa opção se justifica principalmente pelo melhor ajuste da análise ao contexto efetivamente investigado. Tais modelos restauram a homologia entre o fenômeno estudado e o modelo estatístico. Consideram a heterogeneidade da inclinação das retas de regressão dos diferentes grupos (no nível individual, cada grupo tem seu coeficiente). O modelo não propõe análise conjunta dos dados obtidos em diferentes

⁴ Maiores detalhes sobre a estimação de modelos de regressão podem ser obtidas nalgumas das referências citadas neste texto como Pestana & Velosa (2002), Gageiro e Pestana (2003), Babbie (2003) ou Maroco (2003).

conglomerados, e por isso não há subestimação da variância e do erro padrão. Desta forma, o problema decorrente do viés de agregação é melhor tratado. Por tudo isso, os resultados deste tipo de modelo são menos baseados em “resultados médios”, sua base teórica para lidar com conceitos e estruturas educacionais é mais ajustada, e seus resultados oferecem uma melhor interpretação do fenômeno empírico. Feitas essas considerações, o modelo geral com uma variável explicativa em cada equação seria o seguinte:

$$\begin{aligned} \text{N1: } Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2). \\ \text{N2: } \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + u_{0j} u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} W_j + u_{1j} u_{1j} \sim N(0, \tau_{11}) \end{aligned}$$

Dados

Os dados demográficos (gênero e cor) foram categorizados dicotomicamente, com a unidade marcando o grupo desfavorecido, ou seja: (0) masculino e (1) feminino; (0) branco (branco e amarelo) e (1) não branco (negro, pardo e indígena). Para categorização da região, as Unidades da Federação foram agrupadas em quatro conjuntos: (0) Nordeste, área mais pobre do Brasil; as Unidades mais ricas (3) São Paulo, Distrito Federal e Rio de Janeiro; (2) a Região Sul; e por fim (1) os demais estados. Tal categorização respeitou a parcimônia, a linearidade da relação e a métrica ajustada a efeitos econômicos motivadores da migração. Optou-se por codificar a escolarização de forma gradual, relativa ao nível de ensino, uma vez que essa modelagem se ajusta significativamente melhor aos dados. Assim, foram descritos 6 níveis: analfabetos (0), alfabetizados (1), primeiro ciclo fundamental (2), segundo ciclo fundamental (3), médio (4) e superior (5)⁵. Parte-se da hipótese de que, conceitualmente, o nível de escolaridade propicia um ajuste melhor do modelo aos dados, uma vez que faz mais sentido ao mercado de trabalho, estratifica melhor a população, traduz uma relação matemática mais ajustada e se mostra uma variável mais robusta do que os anos de escolaridade em métrica contínua. Criou-se também para o indivíduo uma variável dicotômica relativa especificamente ao nível superior para corrigir a mensuração de pequena oscilação não linear. A variável idade foi codificada a partir do módulo da diferença em relação ao topo da carreira. No entanto, cabe destacar a flutuação da idade em que se atinge a maior média salarial. Em 1976, atingia-se a maior média salarial próxima aos 43 anos. Em 1982, aos 34 anos, bem mais próximo ao início da carreira, o que revela um crescimento salarial muito rápido, seguido por um breve período de estabilidade e posterior queda. Em 1988, as carreiras já começavam a demonstrar um comportamento mais gradual em relação à renda, atingindo seu ápice aos 38 anos. Em 1996, a máxima média salarial já havia retornado aos 43 anos, revelando uma tendência que se consolidou no início do século, quando o pico se aproximou dos 50, para alcançar os 52 anos em 2011.

Decidiu-se pela escolha da remuneração da ocupação principal na semana de referência como variável dependente, já sabendo dos desafios trazidos pela utilização da renda ao longo do tempo. Assim, objetivou-se encontrar uma forma adequada ao estudo das desigualdades, mais do que a tradução da renda em poder de compra. Primeiramente, para cada ano, excluíram-se os casos extremos (*outliers* inferiores a 1%). Encontrou-se em todos os anos uma amplitude perene, com o máximo próximo a 1000 vezes o mínimo. Padronizaram-se as distribuições em cada um dos anos. Foi posteriormente calculado o logaritmo de base decimal dessa renda padronizada ($Z+1$). Obteve-se em

⁵ Além dos fatores descritos, há vários outros que foram testados, como posição na ocupação, vínculo formal de trabalho (carteira assinada), tipo de contribuição previdenciária (que aponta o tipo de contrato e a distinção entre emprego público e privado), setor de atividade, forma de contratação (concurso, etc), dentre outras variáveis estruturais relevantes. No entanto, o estudo completo é muito extenso e extrapola os objetivos propostos para este trabalho. Apresenta-se aqui o estudo base, com suas respectivas conclusões. Posteriormente, pretendem-se apresentar os estudos complementares, que aprofundarão as análises atuais.

todos os anos uma curva próxima da normal. Os valores das medidas de tendência central e de dispersão também ficaram similares. Dessa forma, o resultado final se aproxima de uma posição hierárquica do indivíduo em relação a seus pares para o conjunto dos anos. Para efeitos desse estudo, um indivíduo com renda média em quaisquer dos anos terá o mesmo $\lg_{10}(0)$.

Classes: dados primários

A aplicação do modelo de classes EGP para o Brasil apresenta importantes dinâmicas demográficas e estruturais. Em princípio, a demografia das classes foi bastante alterada nos últimos 35 anos. Em relação aos dados gerais da população, observa-se a continuação da transição demográfica, ou seja, retração da população jovem, aumento da terceira idade, mas principalmente a ampliação da população adulta. A população mostra-se mais envelhecida, pulando de 4% para 7%. Todavia, isso não significa ainda um peso para a população ativa, uma vez que a terceira idade ainda representa apenas um baixo percentual da população e bem menor do que a retração da camada mais jovem que cai 13%: de 50% para 37%.

Em relação à população ocupada e descrita em classes, observou-se que a participação dos jovens é declinante, ou seja, estão provavelmente estudando mais e trabalhando menos, o que é positivo. Entre a terceira idade acontece o inverso, ou seja, as pessoas estão se mantendo ativas por mais tempo. Isso pode ser resultado tanto da necessidade de trabalhar para se sustentar e completar a renda familiar, como também da melhoria das condições de saúde e da diminuição do preconceito. O mais importante fenômeno, no entanto, é a ampliação da participação feminina no mercado de trabalho. Nota-se que quanto mais se avança na faixa etária, maior é a participação feminina. Essa é a principal razão da ampliação do percentual de ocupados, ou seja, da força de trabalho efetiva no mercado de trabalho geral, e principalmente a pressão por novos empregos.

Demograficamente, a participação feminina é o principal fenômeno, aumentando a competitividade, o tamanho do mercado e ampliando estratos típicos, como o não manual baixo e o manual não qualificado. Apesar de mais qualificadas, elas ingressam em geral em ocupações menos valorizadas e a clivagem de gênero se perpetua apesar dos ganhos em educação e qualificação. A crise deste setor e a proletarização se verifica de forma clara pela inversa tendência observada entre as duas classes do setor não manual de rotina. Enquanto o baixo escalão cresce seguidamente ao longo do tempo, o alto escalão, inversamente, perde postos de trabalho. Isso pode ser também entendido como decorrência complementar do enxugamento dos quadros fabris típicos do pós fordismo. O declínio da participação industrial em detrimento dos serviços é notado na diminuição dos supervisores e técnicos, preocupante também por razões de desenvolvimento tecnológico, e outras características inerentes ao processo de Reestruturação Produtiva.

O grupo que mais interessa a esta análise refere-se àqueles ocupados e remunerados, excluídos os trabalhadores de subsistência, que auxiliam em negócios familiares, exercem apenas atividades domésticas, etc. A partir deste grupo que é possível analisar a distribuição de renda e os respectivos determinantes de classe. Renda aqui se refere, como dito, ao salário na ocupação principal na semana de referência. Assim, a análise que aqui se faz da *massa salarial* tem esse recorte e essa conotação. Dito isso, o que se observa ao longo do período é uma incrível mudança no padrão geral de distribuição das remunerações. Serão analisados aqui dois principais aspectos e sua clivagem por gênero: o volume geral de trabalhadores e a remuneração total auferida. Em 1976, 23,4% da população eram trabalhadores remunerados, sendo que 31,3% deles eram mulheres. Entre os adultos, 63,1% eram trabalhadores remunerados, com 27,2% de mulheres. Doze anos depois (1988), o percentual de trabalhadores remunerados cresce para 37,7% (+14,3% absoluto e +61,1% relativo), com 33,2% de mulheres. Entre os adultos, não houve grande alteração, com 63,8% (+0,7% absoluto), 32,4% de mulheres. Em 2002, 39,6% dos brasileiros eram trabalhadores remunerados, sendo 39% desses,

mulheres. Entre os adultos, 64,6% assalariavam-se, sendo 39,3% mulheres. Ao fim do período (2011), 46,1% dos brasileiros trabalhavam remuneradamente, sendo 42,3% mulheres. Entre os adultos, o percentual atingiu 69,5%, com 43,2% de mulheres.

Os brasileiros trabalham atualmente muito mais: de 23,4% para 46,1%. Cresceu muito a participação de pessoas da terceira idade no mercado de trabalho e mesmo entre os adultos, principalmente em função da ampliação da participação feminina. As mulheres tanto abriram novos postos de trabalho quanto competiram com os homens e os deslocaram. Isso é muito evidente entre os adultos, em que as mulheres ampliaram a participação entre os trabalhadores remunerados de 27,2% em 1976 para 43,2% em 2011 (+16% absoluto e +59% relativo).

No entanto, as desigualdades de gênero permanecem, embora se registre tendência de diminuição. Uma forma de analisar isso é através da proporção entre a participação no conjunto da força de trabalho e na massa salarial. Quando essa proporção é igual a um, é sinal de um grupo soma salários proporcionais à soma de sua participação. Quando é inferior a um, é sinal que recebe menos do que participa / trabalha (caso de grupos discriminados, como mulheres e negros). Quando é superior a um, é sinal de compõem um grupo valorizado, recebe mais do que sua participação proporcional (caso de profissionais liberais, cargos escassos (gerentes) ou diplomados). Na dimensão em questão, gênero, observa-se que em 1976 essa proporção entre as mulheres era em torno de 61% (60,4% em geral e 61% entre adultos). Isso significa que ocupavam em geral cargos de menor prestígio, estavam em classes subalternas e, ainda por cima, eram discriminadas. Em 1988, essa proporção ainda era muito baixa, na faixa de 65%. Já neste século, houve uma queda significativa nessa diferença, embora fosse ainda considerável: em 2002 foi para 79%, estabilizando-se em e 80% em 2011.

Análise Hierárquica das Desigualdades de Renda

Uma vez organizadas as variáveis, o modelo hierárquico em dois níveis analisou o logaritmo decimal da renda padronizada. O primeiro nível diz respeito aos indivíduos e suas características, notadamente as que por hipótese afetam mais a renda. O primeiro passo foi o cálculo da partição da variância e o teste da hipótese de agregação. A hipótese nula foi infirmada, ou seja, a renda é derivada de fatores sócio-estruturais, produtivos e não-produtivos. A hipótese instruída pela TCH passou então a assumir o papel de hipótese nula. As outras hipóteses reforçam-se como hipóteses de trabalho. Quanto ao *Roh*, teste da agregação e partição de variância, a TCH apoia-se na explicação da renda em função do ordenamento dos indivíduos por seus estoques de Capital Humano, em especial de educação. A partição da variância traduz o quanto da variância se distribui entre os níveis. Ela é traduzida pelo “Coeficiente de Correlação Intraclasse” ou como “ ρ ” (*roh*: rate of homogeneity) ou a Proporção da Variância entre Grupos = $\tau_{00} / (\sigma^2 + \tau_{00})$.

Tabela 1: Partição de variância em 6 modelos e respectivas estatísticas

Agrupamento	U0	R	Roh	Percentua l
Ocupação (UK)	0,04065	0,03013	0,574315	57%
EGP	0,03410	0,03345	0,504811	50%
Níveis de escolaridade	0,03224	0,03999	0,446352	45%
Anos de estudo	0,01796	0,03951	0,312511	31%
Idade	0,00763	0,05082	0,130539	13%
Experiência profissional	0,00382	0,05939	0,060433	6%

Observou-se que o modelo *job competition* é largamente mais ajustado à modelagem da renda. Mais do que a escolaridade, as ocupações e classes mostraram-se mais fracionadoras da variância, confirmando o modelo de Thurow. A renda primeiro se distribui entre ocupações e depois entre indivíduos. Qualquer que seja a codificação de classes utilizada, o nível 2 apresentou maior variância do que o 1. Assim, o modelo foi ajustado para dois níveis, com agregação por ocupação, tendo o nível de escolaridade e a idade como principais variáveis ligadas aos fatores produtivos. A hipótese 1 foi parcialmente infirmada, ou seja, embora os fatores produtivos sejam relevantes, a fila se ordena por ocupação (*job competition*) e não numa relação direta entre Capital Humano e renda, confirmando as hipóteses 2 e 3.

Para comparabilidade dos coeficientes, é preciso considerar a métrica de cada variável. Multiplicando-se o valor do coeficiente pela amplitude de cada variável pode-se chegar a um valor aproximado do impacto máximo causado por aquele fator sobre a renda. Por sua vez, os coeficientes são baixos porque a variável dependente apresenta métrica restrita. Deve-se considerar também que o acréscimo à renda é exponencial, uma vez que a variável dependente é um logaritmo de base decimal. No entanto, cabe destacar que tal opção se ajusta bem ao modelo. O acréscimo de um ponto decimal poderia ser interpretado como um salto significativo na renda individual, e conseqüentemente no poder de compra e nas possibilidades de vida do indivíduo, principalmente ao se tomar como referência a renda inicial. No entanto, não representa um avanço para um nível muito superior. O acréscimo de dois pontos decimais já poderia ser interpretado como um salto maior, galgando um nível superior, mas ainda não representando uma mobilidade salarial de longa distância. O acréscimo acumulado de três pontos decimais no lg10 da renda poderia ser interpretado como um movimento amplo de mobilidade econômica.

A partição da variância nos diferentes anos mostrou-se relativamente estável, oscilando em torno de 54%: 52,4% em 2011, 55,2% em 2007, 56,3% em 2002, 50,2% em 1996, 50,7% em 1988, 58,5% em 1982 e 57,7% em 1976. Isso demonstra o quanto a renda no Brasil é derivada da inserção em grupos ocupacionais ou classes distintas. De outra forma, também demonstra o quanto há oscilação e desigualdade dentro das ocupações e classes. O modelo de nível 1 (indivíduos) testa os fatores produtivos e não produtivos em concorrência. Entre os fatores produtivos, as variáveis selecionadas foram: idade (linear com uma cauda), nível de escolaridade e diploma superior. Os fatores não produtivos foram: sexo, cor e região. A idade e a região não foram modeladas em dois níveis e foram centradas pela média geral no primeiro nível. As demais foram centradas pela média do grupo e com o erro livre. O modelo pode ser assim escrito:

$$Y(\text{Renda}) = B0 + B1*(\text{sexo}) + B2*(\text{cor}) + B3*(\text{região}) + B4*(\text{nível de escolaridade}) + B5*(\text{ensino superior}) + B6*(\text{idade}) + R$$

Esse modelo gerou coeficientes e efeitos aleatórios significativos, com P-valor inferior a 0,05. A proporção da variância explicada diz respeito à diminuição da variância total e, logicamente, à elevação da precisão do modelo. É comum este tipo de análise obter percentuais baixos de explicação da variância para dados individuais, ainda mais em fenômenos como a renda, daí a oscilação em torno de 23% ser significativa, ainda mais ao se considerar a parcimônia do modelo. Em 1996, a proporção da variância explicada pelo modelo foi de 30,3%, sendo que o ganho no N1 foi de 14,4%. Em 2002, o ganho no N1 foi de 27,5% e o ganho total foi de 44,9%. Em 2011, o ganho no N1 foi de 22,8% e o ganho total foi de 41,6%. A variância explicada no nível 2 foi muito elevada: 66,7% em 2007 e 58,5% em 2002. Isso revela quão profícuo é este tipo de investigação para análise da renda, das ocupações e da estrutura de classes no Brasil.

Em 1976, as mulheres recebiam menos um ponto decimal do lg10renda. Como ilustrado anteriormente, algo elevado, ainda mais por se tratar de uma perda exclusivamente relacionada ao

gênero. Em 1982, essa perda era ainda maior (-0.126). Em 1988, o valor ainda era muito alto (-0.102). Essa tendência começa a mostrar sinais de inversão em 1996 (-0.076), diminuindo também em 2002 (-0.073), mas retornando ao patamar anterior em 2007 (-0.076) e fechando em -0.074 em 2011. Ao longo do tempo, observaram-se avanços, mas a discriminação salarial à mulher ainda mostra-se muitíssimo elevada. Em relação à cor, observa-se oscilação similar, mas com marcações distintas. Em 1996, o preconceito pela cor atingiu seu valor máximo (-0.057), tendendo a cair depois: -0.028 (2002 e 2007) e -0.031 (2011). Observa-se que a perda por ser não-branco é menor do que a perda salarial por ser mulher, revelando uma face delicada da desigualdade no Brasil.

Acerca dos fatores produtivos, a educação revela um grande ganho para cada nível de ensino galgado. Em 1982, para cada nível concluído acrescia-se em média +0.060 à renda. Observa-se, no entanto, um declínio: em 2002 este coeficiente valia +0.054, +0.048 em 2007 e +0.039 em 2011. Estudar pareceu ser a melhor alternativa para superação dos preconceitos e sub-valorização no mercado de trabalho. No entanto, como será visto adiante, as atenuantes ao coeficiente são perversas em relação à desigualdade. A busca intensa pelo diploma universitário justifica-se em parte por sua grande valorização salarial. Foi modelado em separado um coeficiente apenas para aqueles que chegaram ao ensino superior e tal coeficiente mostrou-se significativo (desempenha papel para além dos níveis educacionais) e também muito elevado: +0.092 (2011), +0.124 (2007), +0.116 (2002), +0.084 (1988) e +0.100 (1976). Um diplomado em 2007 ganhava +0.36 em relação a alguém com as mesmas características demográficas, que não teve acesso à escola. Essa diferença caiu para +0.28 em 2011, já revelando os primeiros sinais da diminuição do valor do diploma, talvez efeito da inflação de credenciais.

As quatro áreas sócio-geográficas codificadas neste estudo revelaram relação linear com a renda e também um comportamento estável em relação a todas as PNADs, oscilando levemente em torno de +0.030. A migração continua sendo um “bom investimento” uma vez que por si só é capaz de minorar os efeitos do preconceito. Por fim, a idade apresentou comportamento plural: demora-se mais para atingir o ápice salarial (de 34 anos em 1976 para quase 50 em 2002 e 2007 e para além dos 52 anos em 2011), mas o ganho para cada ano de experiência é maior (+0.003 em 1976, +0.005 em 2002 e 2007, com ligeira queda para +0.004 em 2011). Parece que as carreiras “amadureceram”, dando retornos maiores, melhores e mais estáveis aos trabalhadores, que por sua vez tem ampliada sua idade produtiva. No conjunto, percebe-se que os fatores não produtivos explicam muito das diferenças de renda. Isso confirma a hipótese de que não se pode interpretar a renda somente a partir de fatores produtivos. No entanto, embora a TCH exacerbe o poder desses fatores, também não se pode interpretar as desigualdades de renda sem eles, principalmente a educação, mais propriamente se codificada em níveis.

Modelagem das características ocupacionais

O segundo nível analisa as características das ocupações que aumentam ou diminuem as desigualdades de renda. Se no nível individual os coeficientes mais desejáveis de se encontrar eram os positivos, no nível ocupacional são os coeficientes negativos que mais interessam, uma vez que sinalizam fatores capazes de diminuir as desigualdades. A variância explicada no nível 2 foi muito superior à variância explicada no nível 1. Isso se deveu fundamentalmente à modelagem do intercepto, ou seja, da média das médias de renda das ocupações. Além do intercepto foram modeladas as inclinações de: sexo, cor, nível de escolaridade e ensino superior.

O intercepto sofreu efeito negativo da cor e do sexo. A perda por pertencer a uma ocupação majoritariamente feminina oscilou entre -0.28 (1982) e -0.18 (2002), fechando o ciclo em -0.22 (2011). Observa-se que a sociedade discrimina tanto as trabalhadoras quanto as ocupações femininas, o que penaliza duplamente a desigualdade de gênero. O mesmo acontece em relação à cor, com oscilação

entre -0.18 (1988) e -0.13 (2002)⁶, fechando o ciclo em -0.23 (2007). A educação é um dos principais fatores de equalização salarial. Quanto mais elevada é a escolaridade média do grupo ocupacional ou classe, maiores são suas remunerações e menores são suas desigualdades. Em relação ao intercepto, cada nível educacional agrega +0.08 à renda média (1982, 2002 e 2007), com tendência de queda em 2011 (+0.06). Não obstante, percentual de diplomados desempenha efeito adicional: +0.31 em 1976, +0.28 em 1988, +0.33 em 2007, fechando o ciclo em +0.20 em 2011.

As modelagens dos coeficientes revelaram que as desigualdades de gênero são pouco sensíveis aos fatores estudados, sendo ligeiramente afetadas pela escolarização e pela cor. As desigualdades de cor experimentam efeito similar ao verificado com o gênero: ocupações mais femininas discriminam menos: +0.018 em 1982, +0.015 em 1988, +0.031 em 1996, +0.010 em 2002 e +0.016 em 2011. Também há menor discriminação nas ocupações mais miscigenadas, mais que anulando o efeito negativo do preconceito: +0.129 em 2011, +0.116 em 2002, +0.130 em 1996 e +0.141 em 1982.

No entanto, o efeito mais importante que foi observado se refere à escolaridade média dos grupos ocupacionais. Em 1976 (-0.010) e 1988 (-0.012), grupos mais escolarizados ampliavam a desigualdade de cor. Ao final do ciclo, observou-se um avanço social. Quanto mais escolarizada fosse a ocupação, menor era o preconceito e a desigualdade salarial derivada da cor do trabalhador: +0.011 em 2002 e +0.012 em 2011. Por fim, a modelagem da escolarização apontou um efeito perverso. Ocupações mais femininas reduzem o efeito positivo do avanço da escolarização média. Ao estudar mais e elevar o nível de educação da força de trabalho, as mulheres também passaram a sofrer forte concorrência interna, com outras mulheres também escolarizadas concorrendo por vagas em ocupações femininas. Assim, ainda que ocupações mais escolarizadas tendam a ter em média +0.05 de renda (nível médio = +0.20), quanto mais elevado o percentual de mulheres num grupo ocupacional, menor foi o ganho salarial deste grupo derivado da melhoria de sua escolaridade média: -0.019 em 1982, -0.021 em 1988, -0.010 em 1996, fechando o ciclo com -0.018 em 2011.

Considerações finais

Confirmaram-se as hipóteses de trabalho. As desigualdades de renda não se explicam por uma fila por salários nem majoritariamente por fatores produtivos. O ordenamento mais lógico para compreensão das desigualdades econômicas é por ocupações, confirmando o modelo de Thurow (*job competition*). Os fatores não produtivos têm forte poder explicativo. As diferenças de gênero se perpetuam e são pouco afetadas por fatores sociais ou produtivos. Por outro lado, as diferenças de cor são muito afetadas por fatores sociais, mas subsistem se feitos todos os controles. Mesmo analisando especificamente os fatores produtivos, a escolarização só apresenta retornos mais animadores nos níveis mais elevados. Nos níveis mais baixos, a migração ou a mudança de carreira podem ser bem mais promissoras do que a escolarização em si.

A região também se mostrou significativa. Entre o Nordeste (região mais pobre) e o pólo desenvolvido há uma diferença notável. Isso significa que migrar foi mais rentável ao longo do período do que estudar e avançar três ciclos educacionais. A escola compensaria a migração somente nos casos em que há grandes possibilidades de se chegar ao ensino superior, o que se mostrou amplamente vantajoso ao longo do período, embora com tendência de declínio. As mulheres recebem menos do que os homens, ou seja, têm que atingir mais três ciclos escolares para igualar-se aos salários masculinos. O que perdem pelo preconceito é próximo ao que ganharam com o diploma universitário. A cor também atua como fator perverso, pois o que se ganha estudando um nível, perde-se em função do preconceito.

⁶ O controle por educação também foi responsável por revelar o preconceito de cor e gênero. Em 1996 o modelo testado indicou inconsistência dos dados de escolaridade para modelagem do intercepto, que fez com que os coeficientes de cor e gênero fossem estimados em apenas -0.10, uma vez que escondiam a intensa busca desses grupos pela educação. Em função disso, não foi considerada a modelagem do intercepto em 1996.

Denotam-se as potencialidades na análise hierárquica em desigualdades sociais, notadamente de renda e em agrupamentos abstratos. Somente há notícia de um estudo internacional a respeito (Carbonaro: 2005). As análises multiníveis podem representar novas possibilidades de investigação e interpretação nos estudos de desigualdades. O uso de técnicas avançadas de análise multinível, ainda pouco usuais no país na análise de classes, mostram-se adequadas a este tipo de trabalho, podendo representar novas possibilidades de investigação e interpretação nos estudos de desigualdades.

Referências Teóricas

- BABBIE, Earl (2003). *Métodos de Pesquisa de Survey*. Trad.: Guilherme Cezarino. 2ª reimpressão. Belo Horizonte: Editora da UFMG. 519 pág.
- BRAVERMAN, Harry (1987). *Trabalho e Capital Monopolista. A degradação do trabalho no séc. XX*. (3ª ed.). Rio de Janeiro: Guabanabara.
- CARBONARO, William (2005). Explaining variable returns to cognitive skills across occupations. *Social Science Research*, nº 34, 165-188.
- ERIKSON, Robert e GOLDTHORPE, John H. (1993) *The constant flux: a study of class mobility in industrial societies*. Oxford, Oxford University Press.
- GAGEIRO, João Nunes & PESTANA, Maria Helena (2003). *Análise de Dados para Ciências Sociais: a complementaridade do SPSS*. 3ª Edição. Lisboa: Sílabo, 727 pág.
- GANZENBOOM, Harry B.G., and TREIMAN, D. (1993). *A standard international socioeconomic index of occupations*. (mimeo)
- GIDDENS, Anthony (1973). *The Class structure of the advanced societies*. Londres: Hutchison.
- GRODSKY, Eric & PAGER, Devah (2001). The Structure of Disadvantage: Individual and Occupational Determinants of the Black-White Wage Gap. *American Sociological Review*. Vol. 66, No. 4 (Aug., 2001), pp. 542-567
- HASENBALG, Carlos A. e SILVA, Nelson do Valle (1988). *Estrutura social, mobilidade e raça*. São Paulo/Rio de Janeiro: Vértice/IUPERJ.
- HASENBALG, Carlos A (2005). *Discriminação e desigualdades raciais no Brasil*. Belo Horizonte: Editora UFMG.
- MAROCO, J. (2003) *Análise estatística: com utilização do SPSS*. 2ª Edição. Lisboa: Sílabo.
- PESTANA, Dinis Duarte & VELOSA, Sílvio Filipe (2002). *Introdução à Probabilidade e à Estatística*. Volume I. 1ª Ed. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian (Serviço de Educação e Bolsas), 1157 pág.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa (2002). *The Brazilian occupational structure*. Tese de doutorado, Columbia University.
- SANTOS, José Alcides Figueiredo (2002). *Estrutura de Posições de Classe no Brasil: mapeamento, mudanças e efeitos de renda*. Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ, 362p.
- SCALON, Maria Celi (1999). *Mobilidade Social no Brasil: Padrões e Tendências*. Rio de Janeiro, Revan/IUPERJ-UCAM.
- SCALON, Maria Celi e RIBEIRO, Carlos Antônio Costa (2001). Mobilidade de classe no Brasil em perspectiva comparada. *Dados*, v. 44, n. 1.
- VALLE SILVA, Nelson e HASENBALG, Carlos (2000). "Trends in educational inequality in Brazil". *Dados*, vol. 43, nº 3.
- VALLE SILVA, Nelson & HASENBALG, Carlos A. (orgs.) (2003). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro, IUPERJ/UCAM, Topbooks.
- WOLBERS, Maarten (2001). *Learning and working: double statuses in youth transitions within the European Union*. Research Centre for Education and the Labour Market. Maastrich.