

ACCOUNTING FOR INCOME INEQUALITY:
AN APPLICATION OF THE FIELDS METHODOLOGY TO THE RECENT FALL OF
INEQUALITY IN BRAZIL

Márcio A. Salvato, Doutor em Economia pela EPGE-FGV/RJ, professor do IBMEC-MG
Lucas Farias Lima, Graduando em Economia pelo IBMEC-MG
Janice Santos Viana, Mestre em Economia pela PUC-RS, professora da PUC Minas.

Abstract

The first decade of the 2000s is marked by changes in the labor market and a process of continuous reduction of income inequality in Brazil. But what explains this recent fall in inequality? Following Fields (2002), this article proposes to decompose the level of inequality in orthogonal factors based on variables of income determination equations (mincerian equation). Furthermore, based on measures that satisfy the inequality axioms Shorrocks (1982) proposes the decomposition of the difference of inequality, as well as the components of the relative importance in coefficient effect, standard deviation effect and correlation effect. Based on the sample of the Brazilian Population Census 2000 and 2010 from IBGE, concludes that education is the main factor that explains the 'level' of inequality. Moreover, the variation in education factor is also the main factor that explains the 'difference' of inequality and, for that, the change of the returns to schooling has the largest contribution.

Resumo

A primeira década dos anos 2000 é marcada por mudanças no mercado de trabalho e um processo de redução contínua da desigualdade de renda no Brasil. Mas o que explica esta queda recente da desigualdade? Este artigo, seguindo Fields (2002), propõe decompor o nível da desigualdade em fatores ortogonais baseado nas variáveis de equações de determinação da renda (equações mincerianas). Além disso, baseado em medidas de desigualdade que satisfazem os axiomas de Shorrocks (1982), propõe a decomposição da diferença da desigualdade, bem como os componentes da importância relativa em efeito coeficiente, efeito desvio-padrão e efeito correlação. Baseado nas amostragens dos Censos Populacionais brasileiros de 2000 e 2010 do IBGE, conclui-se que a escolaridade é o principal fator que explica o 'nível' da desigualdade. Ademais, a variação da escolaridade também é o principal fator que explica a 'diferença' da desigualdade e, neste caso, a mudança do retorno da escolaridade tem a maior contribuição.

Introdução

Nos últimos anos vários estudos documentaram a notável queda da desigualdade de renda ocorrida no Brasil desde o início dos anos 2000. Dentre esses, Barros, Foguel e Ulysea (2007) no livro “Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente” e o comunicado de número 155 do IPEA (2012), intitulado “A Década Inclusiva (2001-2011): Desigualdade, Pobreza e Políticas de Renda” fazem um detalhado estudo desse processo. Nesses estudos, a identificação dos determinantes da queda da desigualdade de renda é um dos pontos principais, uma vez que auxilia, por exemplo, a verificação da sustentabilidade desta queda e no desenho de políticas públicas mais eficazes.

É notório que os fatores que explicam a queda recente da desigualdade de renda no Brasil se confundem com aqueles comumente documentados na literatura como determinantes

dos diferenciais de renda no mercado de trabalho. Ou seja, determinantes da média condicional também são importantes para explicar medidas de dispersão da função de densidade probabilidade de renda. Dentre esses fatores merecem destaque variáveis de produtividade (educação e experiência), discriminação (raça e gênero) e segmentação no mercado de trabalho (setor produtivo, formalidade, sindicalização, região, dentre outros) conforme estudos da Teoria do Capital Humano com gênese nos trabalhos de Mincer (1958) e Becker (1964). Estes últimos sugerem a decomposição da renda do trabalho em termos de retorno desses fatores, o que ficou conhecido como equações mincerianas. Com isso, é possível imaginar que a investigação dos determinantes da renda possa ser fonte para estudar a decomposição das medidas de desigualdade, bem como sua variação entre períodos ou subamostras com corte regional.

As metodologias disponíveis na literatura para analisar os determinantes de medidas de desigualdades e da sua variação podem ser agrupadas em três conjuntos de metodologias. Primeiramente, aquelas baseadas em partições da população em grupos mutuamente exclusivos e conjuntamente exaustivos. Decompõem a desigualdade em fatores “between-group” e “within-group” [Cowell e Jenkins (1995), Reis e Barros (1991), Lam e Levison (1991), Lam (1999)]. Os resultados desta decomposição dependem da ordem com que os fatores são incluídos na decomposição, não produzindo efeito ‘puro’ ou ‘líquido’ do fator.

Um segundo grupo baseia na decomposição de variância numa soma de variâncias de fatores e covariâncias entre os fatores [Chiswick e Mincer (1972), Freeman (1980), Mincer (1997)]. Novamente, os resultados não apresentam uma decomposição ortogonal dos fatores.

Um terceiro conjunto de metodologias se baseia nos componentes de regressão minceriana e da log-variância da variável dependente. Fields (2002), propõe uma decomposição exata de funções de determinação de renda, sob alguns razoáveis pressupostos, em efeitos de coeficiente, correlação e desvio-padrão, aplicável a medidas de desigualdade. A partir dos axiomas de Shorrocks (1982), pode-se decompor o nível e a variação da desigualdade independente da medida de desigualdade utilizada. Ou seja, pode-se analisar o quanto da medida de desigualdade de renda pode ser atribuído a cada fator incluído na equação de determinantes da renda (decomposição do ‘nível’ da desigualdade). Além disso, pode-se analisar o quanto da variação da medida de desigualdade entre países, regiões, grupos ou períodos no tempo é devido a cada fator – contabilidade da ‘diferença’ da desigualdade. Esta metodologia produz resultados ortogonais ou ‘líquidos’ baseado no teorema Frisch-Waugh-Lovell.

Fields (2002) aplicou a metodologia para analisar o aumento da desigualdade de renda americana ocorrido desde a década de 1980, fato já documentado por Levy (1999) e Forster e Pellizari (2000), obtendo como resultado que este aumento é devido, em grande parte, aos fatores educação e ocupação, principalmente pelo efeito coeficiente para a variável escolaridade (i.e., mudanças no retorno da educação).

Este trabalho propõe analisar a redução da desigualdade de renda já muito documentada na literatura ocorrida na primeira década do século XXI. Especificamente, propõe aplicar a metodologia de Fields (2002) sobre a base de microdados para a amostragem dos Censos Populacionais de 2000 e 2010 do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). O modelo de decomposição foi aplicado para pessoas de 18 a 59 anos, usando fatores de produtividade (escolaridade e experiência potencial), de discriminação (raça e gênero) e segmentação (ocupação, setor de atividade e região).

Os resultados apontam que a escolaridade é o principal fator para explicar o tamanho da desigualdade brasileira nos dois anos analisados. Por sua vez, novamente a escolaridade é o principal fator para explicar a redução da desigualdade entre 2000 e 2010, ficando por conta

do efeito coeficiente a principal explicação. Ou seja, as mudanças ocorridas no perfil da mão de obra que envolve o aumento do nível educação se destacam para a redução da desigualdade brasileira no mercado de trabalho. Este resultado vai ao encontro de Langoni (1974), Reis e Barros (1990), Fernandes (2001), Menezes-Filho (2001) e Azevedo (2007) que apontam a educação como principal fator para explicar os diferenciais de renda entre os países em desenvolvimento e desenvolvidos.

Este trabalho segue com uma revisão da literatura teórica sobre modelos de decomposição da desigualdade e sobre resultados empíricos para avaliação da desigualdade na segunda seção. Na terceira seção é apresentada a discussão da metodologia de Fields (2002). Na quarta seção é apresentado o estudo para o Brasil usando os Censos Populacionais de 2000 e 2010. Por fim, uma seção que resume os resultados.

Revisão da Literatura

Para analisar os determinantes de medidas de desigualdades e da sua variação existem basicamente três conjuntos de metodologias: *i*) aquelas baseadas em partições da população em grupos mutuamente exclusivos e conjuntamente exaustivos; *ii*) aquelas baseadas na decomposição de variância; e *iii*) aquelas baseadas nos componentes de regressão minceriana.

O primeiro conjunto, após a organização de subgrupos com características semelhantes, decompõe a desigualdade em fatores “betwen-group” e “within-group”. Como exemplo deste tipo de metodologia, Cowell e Jenkins (1995) organizaram a população em quarenta e oito subgrupos mutuamente exclusivos a partir de características de gênero, raça, idade e condições do emprego, e encontraram um resultado de que a desigualdade é pouco explicada por diferenças de características da população entre os grupos, de modo que outros fatores marcam a desigualdade “within”.

Fields (2002), analisando este primeiro conjunto de metodologias, aponta que a contribuição relativa das várias características da população depende criticamente da ordem com que são introduzidas na análise, uma vez que é uma decomposição sequencial. Ou seja, decompõe-se a medida de desigualdade para a primeira característica em fator “betwen-1” e “within-1”, depois considera a segunda característica para decompor o componente “within-1” da primeira etapa em fator “betwen-2” e “within-2”, e assim por diante. Neste sentido, basta mudar a ordem de organização da população em subgrupos por características que o resultado é completamente diferente. Em outras palavras, a decomposição sequencial produz efeitos ‘brutos’, isto é, não controlados pelos efeitos das variáveis que serão incluídas nas etapas seguintes da decomposição.

Uma vez que a sequencia é importante, estudos baseados neste tipo de metodologia consideram apenas um fator ou um número muito reduzido de fatores. Reis e Barros (1991), seguindo tal abordagem para dados de renda domiciliar no Brasil, analisam a importância da educação para a redução da desigualdade de renda, considerando um experimento de transferência de renda entre grupos de maior nível educacional para aqueles de menor nível educacional. Os resultados apontam que a desigualdade iria cair pela metade. Resultado similar foi encontrado por Lam e Levison (1991). Contudo, ao incluir apenas um fator explicativo para a desigualdade, este resultado não pode ser interpretado que a educação é a mais importante fonte de explicação para a medida de desigualdade, pois não se trata de um resultado de efeito ‘líquido’ ou ‘controlado’ por outros fatores.

Lam (1999), também fazendo partição por subgrupos populacionais, estudou a desigualdade de renda para Korea e Africa do Sul incluindo três variáveis explanatórias (escolaridade, idade e raça), concluindo que a escolaridade é o principal determinante da escolaridade.

O segundo conjunto baseia-se na decomposição direta da variância. Chiswick e Mincer (1972) mostraram que, considerando rendimentos em função da escolaridade (S_i), experiência (idade - $S_i - 5$) e semanas trabalhadas ($\ln(Weeks_i)$), $\ln(w_i) = a + b_1 S_i + b_2(A_i - S_i - 5) + b_3 \ln(Weeks_i) + \varepsilon_i$, pode-se decompor a log-variância em termos que representam a variância da escolaridade, idade e semanas trabalhadas, ponderados pelos seus respectivos coeficientes, as covariâncias entre as interações de regressores e a variância do termo do erro. A crítica a este tipo de decomposição é que também não gera os efeitos “puros” dos regressores. Além disso, a metodologia não permite considerar não-linearidade sobre os regressores e o aumento do número de variáveis explanatórias na equação de rendimentos torna a análise pouco intuitiva.

Freeman (1980), usando uma abordagem de decomposição da variância, analisa a diferença entre a desigualdade salarial entre dois grupos de trabalhadores: sindicalizados e não-sindicalizados. Neste sentido, a diferença de desigualdade entre os dois grupos é devida à diferença de desigualdade das variáveis explanatórias entre os grupos e da desigualdade de covariâncias das variáveis explanatórias entre os grupos.

Ainda nesta abordagem, Mincer (1997) decompôs a log-variância em quatro componentes: variância devida ao diferencial de educação, devida ao diferencial dentro dos grupos educacionais, devida ao diferencial de retorno em educação e devida ao diferencial de experiência. Pelo mesmo motivo, tal decomposição não produz efeitos “puros” dos regressores educação e experiência.

O terceiro conjunto de metodologias se baseia nas funções de regressão para determinação da renda. Fields (2002) propõe a metodologia de decomposição da log-variância em que a decomposição da participação de cada fator é derivada axiomáticamente, seguindo Shorrocks (1982). O autor mostra que tal decomposição é aplicável a qualquer medida de desigualdade que seja contínua, simétrica e para qual a desigualdade em um vetor de renda no qual os indivíduos recebam a mesma renda média seja zero. Ademais, é possível fazer uma contabilidade do ‘nível’ da desigualdade e da ‘diferença’ da desigualdade entre regiões ou períodos, além de identificar efeito coeficiente, efeito correlação e efeito desvio-padrão.

Tal metodologia produz componentes ‘líquidos’ usando o princípio de que os coeficientes estimados pelo método de mínimos quadrados considera o efeito de cada variável explanatória controlado pelas demais variáveis.¹ Neste sentido, consegue fugir da crítica sobre as duas abordagens anteriores.

Fields (2002) aplicou a metodologia para os Estados Unidos em 1979 e 1999 para identificar os determinantes do aumento da desigualdade dos rendimentos do trabalho que ocorreu no período. Considerou como variáveis explanatórias: gênero, raça, experiência potencial, escolaridade, ocupação, setor e região. A escolaridade exibiu a maior importância relativa para o ‘nível’ da desigualdade, seguida por ocupação, experiência e gênero. Para a

¹ Seguindo o teorema Frisch-Waugh-Lovell, o coeficiente estimado de uma variável explanatória, x_1 , pode ser obtido por um procedimento equivalente: rodar a regressão do resíduo da variável dependente nas demais variáveis explanatórias ($M_2 y$) no resíduo da variável explanatória nas demais variáveis explanatórias ($M_2 x_1$), ou seja, é o efeito líquido da variável explanatória na variável dependente, em que M_2 é a matriz de projeção ortogonal fora do espaço gerado pelos regressores, exceto x_1 . Ver: Davidson e Mackinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, 1993.

‘diferença’ da desigualdade entre 1979 e 1999, novamente a escolaridade apresentou a maior importância relativa. Analisando a contribuição das mudanças no retorno da educação (efeito coeficiente), mudanças na correlação entre escolaridade e log da renda (efeito correlação) e mudanças no desvio-padrão da escolaridade (efeito desvio-padrão), Fields (2002) conclui que a contribuição da escolaridade para o aumento da desigualdade de renda americana no período foi inteiramente devido ao efeito coeficiente e não por causa do aumento da desigualdade educacional.

Outras metodologias são aplicáveis diretamente sobre alguma medida de desigualdade. Fei, Ranis e Kuo (1978) e Pyatt, Chen e Fei (1980) mostraram que o coeficiente de Gini para a renda total pode ser decomposto em uma soma ponderada de “pseudo-Ginis”. Neste caso, assim como a decomposição baseada nos axiomas de Shorrocks (1982), temos uma decomposição aditiva do total da desigualdade em suas contribuições de cada fonte de renda.

Juhn, Murphy e Pierce (1991), a partir de uma função de geração de renda, decompôs a variação no tempo das diferenças dos quantis (90-50, 90-10 e 50-10) em componentes de mudança no retorno (efeito preço), mudança na quantidade (efeito quantidade) e resíduo (mudanças não observadas nos preços e quantidades).

Bourguignon e Martinez (1997) e Bourguignon, Fournier e Gurgand (1998), com base na abordagem baseada em funções de determinação da renda, propõem método de decomposição da variação do log dos rendimentos em efeito preço, quantidade e efeito residual, com correção para viés de seleção. Assim como Fields (2002), estudando a desigualdade de rendimentos em Taiwan, os autores concluem que o aumento da desigualdade está relacionado principalmente ao aumento do retorno do fator educação, enquanto que a redução da desigualdade de anos de estudos contribui para a redução da medida de desigualdade de renda.

Considerando a literatura empírica para dados da economia brasileira, Langoni (1974) foi um dos precursores em aferir a alta contribuição da variável educação na explicação das diferenças individuais de renda. O autor mostra que em geral, a contribuição da variável educação na explicação dos diferenciais individuais de renda entre 1960 e 1970 era em torno de 33%. Já entre os níveis de instrução tal contribuição varia consideravelmente. O autor verificou que, entre as pessoas com nível superior de instrução a contribuição foi de 52%, no fundamental a contribuição foi de 28%, enquanto as pessoas sem instrução não obtiveram nenhuma alteração em seus rendimentos.

Na mesma direção, Reis e Barros (1990) mostraram os diferenciais de renda e desigualdade entre países com níveis diferentes de desenvolvimento, e destacam “... um número considerável de trabalhos realizados em diversos países em desenvolvimento identificou a educação como o mais importante atributo individual para explicar a desigualdade de renda” e ainda “... a ligação entre educação e desigualdade de renda é maior nos países em desenvolvimento do que nos já desenvolvidos” (REIS & BARROS, 1990, p. 428).

De forma geral, observa-se no Brasil alta desigualdade de renda e de educação. Um exemplo sobre a alta e persistente desigualdade de renda no Brasil é o estudo de Soares (2006) que analisa a renda total domiciliar per capita no período de 1976 a 2004. Neste estudo, o autor leva em consideração a renda total desagregada entre todas as rendas monetárias e não monetárias disponíveis nas PNADs, incluindo todos os parentes e pensionistas do chefe do domicílio, além de considerar como domicílio separado as empregadas domésticas e seus parentes. Para analisar a desigualdade o autor calcula o coeficiente de Gini, o índice Theil-T e as razões entre a renda dos 40% com menor renda e os

10% com maior renda e entre os 20% com menor renda e dos 20% com maior renda. Segundo o autor, no período, a maior desigualdade ocorre durante o Governo Geisel (1974-1979), permanecendo em um alto padrão e estável nos anos 1980, com fortes oscilações no período da hiperinflação. Contudo, a partir de 2001 há uma forte queda na desigualdade, com ênfase em 2004 para todas as medidas usadas.

Barros, Carvalho, Franco e Mendonça (2007) apontam que uma das características do mercado de trabalho é ser revelador das desigualdades de produtividades entre os trabalhadores, sendo o fator educacional um dos principais determinantes. Destacam que o mercado de trabalho tanto revela quanto produz desigualdades, em que o diferencial educacional merece destaque entre os fatores reveladores de desigualdade. Fatores de discriminação e de segmentação são aqueles que produzem diferenciais de renda no mercado de trabalho.

De uma maneira contundente, a literatura empírica dá destaque ao processo de redução da desigualdade de renda no Brasil ocorrido desde o início dos anos 2000, depois de mais de três décadas de persistência. Azevedo (2007), em uma publicação do IPEA, sintetiza as causas que possibilitaram tal processo, discutindo o papel do programa de transferência de renda, os ganhos reais do salário mínimo e o papel do mercado de trabalho, principalmente no que diz respeito aos ganhos de produtividade possíveis pela expansão educacional.

Por outro lado, há um conjunto de estudos que investigam os fatores produtivos, de segmentação ou de discriminação que são considerados determinantes para os níveis de rendimento no mercado de trabalho. Fato marcante nesta literatura é a importância que a escolaridade representa como fator objetivo para explicar os diferenciais de rendimento. Neste contexto existem aqueles que estudam a evolução do nível educacional e aqueles que estudam a desigualdade educacional no Brasil. Fernandes (2001) e Menezes-Filho (2001) destacam que o nível educacional no Brasil é baixo para comparativos internacionais e os ganhos em educação são recentes.

Metodologia

Considerando a análise da questão de contabilidade do “nível” da desigualdade, Fields (2002) parte de uma equação de determinação de rendimentos – equação minceriana – que por ser escrita para o período t por:

$$\ln Y_{it} = a'_t Z_{it} = \sum_{j=1}^{J+2} a_{jt} Z_{ijt} \quad (1)$$

em que $a'_t = [\alpha_t \beta_{1t} \beta_{2t} \dots \beta_{jt} 1]$ e $Z'_t = [1 x_{i1t} x_{i2t} \dots x_{ijt} \varepsilon_{it}]$ são vetores-linha de coeficientes e variáveis explanatórias, respectivamente, incluindo o termo de erro aleatório. Dentre as variáveis incluídas na equação estão aquelas associadas à produtividade, discriminação e segmentação no mercado de trabalho.

Tomando a variância de ambos os lados da equação (1), no lado esquerdo temos exatamente uma medida de desigualdade, a log-variância da renda, ou visto sob outro prisma, a covariância de $\ln Y$ consigo mesmo, $\sigma^2(\ln Y) = cov(\sum_{j=1}^{J+2} a_j Z_j, \ln Y)$. Neste sentido, pode-se escrever a variância incondicional do log da renda como,

$$\sigma^2(\ln Y) = \sum_{j=1}^{J+2} cov(a_j Z_j, \ln Y) \quad (2)$$

Dividindo ambos os lados da equação (2) por $\sigma^2(\ln Y)$, pode-se extrair a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, $s_j(\ln Y) = cov(a_j Z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$, cuja soma será igual ao coeficiente de determinação da regressão, $R^2(\ln Y)$, se eliminar o último elemento de

Z (o erro aleatório), i.e., $\sum_{j=1}^{J+1} s_j(\ln Y) = R^2(\ln Y)$. Além disso, trata-se de uma decomposição completa, $\sum_{j=1}^{J+2} s_j(\ln Y) = 100\%$.

Usando o conceito de correlação, pode-se reescrever a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, identificando os efeitos coeficiente, correlação e desvio-padrão.

$$s_j(\ln Y) = \frac{\text{cov}(a_j Z_j, \ln Y)}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j \sigma(Z_j) \text{corr}(Z_j, \ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (3)$$

Por fim, a fração que é explicada por cada fator (variável explanatória) da variância condicional – condicional ao vetor de variáveis explanatórias, $Z'_- = [1 \ x_{1t} \ x_{2t} \ \dots \ x_{jt}]$, que exclui o termo de erro aleatório –, pode ser definida por:

$$p_j(\ln Y | Z_-) = \frac{s_j(\ln Y)}{R^2(\ln Y)} \quad (4)$$

Fields (2002) demonstra que, observados os seis axiomas de Shorrocks (1982)² e dada uma função de geração de renda do tipo (1) e uma medida de desigualdade qualquer definida no vetor de logaritmos da renda, $I(\ln Y_1, \ln Y_2, \dots, \ln Y_N)$, a decomposição de desigualdade apresentada acima – equações (3) e (4) – é validada desde que $I(\cdot)$ seja contínua, simétrica e para qual a desigualdade em um vetor de renda no qual os indivíduos recebam a mesma renda média seja zero. Inclui nesta classe de medidas de desigualdade o coeficiente de Gini, o índice de Atkinson, a família de medidas de entropia generalizada e as medidas de percentis. Por fim, Fields (2002) mostra que, satisfeitas os axiomas de Shorrocks (1982), não é necessário discutir qual medida de desigualdade usar, uma vez que a contribuição de cada fator é idêntica para todo j -ésimo fator para a classe de medidas de desigualdades aplicadas ao logaritmo da renda, assim como a log-variância. Neste sentido, a decomposição descrita nas equações (3) e (4) é única para tais medidas de desigualdade e descreve o que chamamos contabilidade do ‘nível’ da desigualdade.

Além disso, é possível decompor a variação de um índice de desigualdade entre grupos, países ou tempo conforme a variação de cada um de seus determinantes, chamada de contabilidade da ‘diferença’ da desigualdade. Para qualquer medida $I(\cdot)$, calculada para dois grupos (ou períodos) e satisfeitas as condições acima, pode-se decompor sua variação:

$$I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1 = \sum_j [s_{j,2} I(\cdot)_2 - s_{j,1} I(\cdot)_1] \quad (5)$$

em que $s_{j,k}$ é o peso relativo do fator j no grupo $k = 1, 2$ (ou período). Neste caso, pode-se escrever a contribuição do fator j na variação da medida de desigualdade $I(\cdot)$:

$$\prod_j(I(\cdot)) = \frac{s_{j,2} I(\cdot)_2 - s_{j,1} I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} \quad (6)$$

Fields (2002) discute ainda como interpretar o resultado de cada fator explanatório dependendo de como eles estão incorporados na equação de determinação da renda. Se os fatores são representados por uma única variável contínua ou discreta (ex.: uma *dummy* de sindicalização), então a construção da contribuição do fator é direta seguindo as equações (3) a (6). Contudo, três casos deverão ser considerados de forma diferenciada: *i*) variáveis

² (i) A medida de desigualdade $I(Y)$ é dividida em k componentes, um para cada fator, $s_k(Y^1, \dots, Y^k; K)$; (ii.a) cada s_k é contínuo em Y^k ; (ii.b) simetria no tratamento dos fatores, i.e., $s_k(Y^1, \dots, Y^k; K) = s_{\pi k}(Y^{\pi 1}, \dots, Y^{\pi k}; K)$ para qualquer permutação π_1, \dots, π_k de $1, \dots, K$; (iii) independência em relação ao nível de desagregação, i.e., s_k não depende de como os fatores são agrupados; (iv) decomposição consistente, i.e., $\sum s_k(Y^1, \dots, Y^k; K) = I(Y)$; (v.a) simetria populacional, i.e., s_k é o mesmo para qualquer permutação na população; (v.b) normalização para distribuição do fator constante, i.e., se todos os indivíduos têm o mesmo valor para a variável Y para o k -ésimo fator, então $s_k(\mu_k, Y) = 0$; (vi) simetria dual para fatores, i.e., se um fator é uma permutação de outro fator, então terão o mesmo valor na decomposição.

categorías representadas por um conjunto de *dummies*; *ii*) variável explanatória representando efeitos não-lineares; *iii*) interação de variáveis explanatórias. Para os dois primeiros casos a solução proposta é a mesma: somar os efeitos.³ Para o terceiro caso não há uma solução direta e sugere-se reestimar a equação de determinação da renda para os subgrupos destacados na interação.⁴

Por fim, cabe analisar as fontes de contribuição dos fatores para a mudança da desigualdade, decompondo a variação da importância relativa de cada fator, s_j . Sabe-se que a decomposição da diferença em qualquer fator pode ser aproximada pela diferença do logaritmo da equação (3), i.e.

$$\frac{\Delta s_j(\ln Y)}{s_j(\ln Y)} \approx \frac{\Delta a_j}{a_j} + \frac{\Delta \sigma(Z_j)}{\sigma(Z_j)} + \frac{\Delta \text{corr}(Z_j, \ln Y)}{\text{corr}(Z_j, \ln Y)} - \frac{\Delta \sigma(\ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (7)$$

$$\Delta \% s_j(\ln Y) \approx \Delta \% a_j + \Delta \% \sigma(Z_j) + \Delta \% \text{corr}(Z_j, \ln Y) - \Delta \% \sigma(\ln Y)$$

Neste sentido, a decomposição da mudança da importância do fator, s_j , pode ser escrita por:

$$1 \approx \frac{\Delta \% a_j}{\Delta \% s_j(\ln Y)} + \frac{\Delta \% \sigma(Z_j)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} + \frac{\Delta \% \text{corr}(Z_j, \ln Y)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} - \frac{\Delta \% \sigma(\ln Y)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} \quad (8)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (8) representa o efeito coeficiente, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança do retorno do fator sobre a determinação do log da renda. O segundo termo representa o efeito desvio-padrão do fator, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança de dispersão do fator.⁵ O terceiro termo representa o efeito correlação, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança na correlação entre o fator e o log da renda. Por fim, deve-se descontar da mudança da importância do fator aquela devido à própria mudança no log da renda.

Fields (2002) aponta que os primeiro e terceiro componentes são função de $\text{cov}(Z_j, \ln Y)$ e portanto não são ortogonais. Se o objetivo é ter uma decomposição ortogonal, então é necessário decompor a primeira parte da equação (3), em que $s_j(\ln Y) = a_j^2 \sigma^2(Z_j) / \sigma^2(\ln Y)$, de modo que se pode fazer a aproximação da decomposição da mudança da importância do fator, s_j , por

$$1 \approx 2 \frac{\Delta \% a_j}{\Delta \% s_j(\ln Y)} + 2 \frac{\Delta \% \sigma(Z_j)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} - 2 \frac{\Delta \% \sigma(\ln Y)}{\Delta \% s_j(\ln Y)}. \quad (9)$$

Pode-se ainda decompor a variação da medida de desigualdade em efeito preço e efeito quantidade, seguindo Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Yun (2002). Efeito preço é a mudança na desigualdade devido à alteração dos retornos dos fatores (dadas as quantidades dos fatores), enquanto o efeito quantidade é a mudança na desigualdade devido à alteração nas

³ Suponha que se proponha retorno não linear da experiência, i.e., incluir como fatores explanatórios a variável experiência e seu quadrado. Neste caso, a importância da experiência na desigualdade é a soma dos dois componentes. Outro exemplo é considerar como fatores explanatórios o conjunto de *dummies* relevantes para representar as regiões – sempre uma *dummy* a menos que o número de regiões – e assim a importância do fator região será a soma dos s_k referentes às *dummies* de regiões.

⁴ Um exemplo é quando o pesquisador considera que o retorno da educação é diferente por gênero. Neste caso, trata-se o problema incluindo uma variável de interação, educação*gênero. Contudo, a metodologia de decomposição da desigualdade irá produzir importâncias relativas dos fatores educação e gênero que não podem ser decompostas. Solução para este problema é estimar a equação de rendimentos por gênero e assim obter as importâncias relativas do fator educação para cada gênero.

⁵ Exemplo: se considerar o fator educação, então se estima a contribuição da mudança do coeficiente de desigualdade da educação para explicar a mudança da importância do fator educação para explicar a mudança na desigualdade de renda no período.

quantidades dos fatores (dado os retornos dos fatores). Para tanto, primeiramente é necessário construir uma distribuição auxiliar que usa os retornos da distribuição de renda do primeiro período e as quantidades da distribuição de renda do segundo período, i.e.

$$\ln Y_{i,aux} = \sum_j a_{j1} Z_{ij2} \quad (10)$$

A variância da distribuição auxiliar pode então ser decomposta em,

$$\sigma^2(\ln Y_{aux}) = \sum_j a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) \quad (11)$$

E a variação da log-variância em dois períodos pode ser reescrita por

$$\begin{aligned} \sigma^2(\ln Y_2) - \sigma^2(\ln Y_1) &= \sigma^2(\ln Y_2) - \sigma^2(\ln Y_{aux}) + \sigma^2(\ln Y_{aux}) - \sigma^2(\ln Y_1) \\ &= \sum_j a_{j2} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_2) \sigma(\ln Y_2) - \sum_j a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) \\ &+ \sum_j a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) - \sum_j a_{j1} \sigma(Z_{j1}) \text{corr}(Z_{j1}, \ln Y_1) \sigma(\ln Y_1) \quad (12) \end{aligned}$$

Na equação (12) os termos do primeiro somatório representam o efeito preço de cada fator j , enquanto os termos do segundo somatório representam o efeito quantidade de cada fator j . Neste sentido, pode-se decompor a mudança da importância relativa do j -ésimo fator em seus efeitos preço e quantidade, respectivamente descritos na equação (13), abaixo.

$$\begin{aligned} 1 &= \frac{a_{j2} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_2) \sigma(\ln Y_2) - a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux})}{s_j(\ln Y_2) - s_j(\ln Y_1)} \\ &+ \frac{a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{corr}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) - a_{j1} \sigma(Z_{j1}) \text{corr}(Z_{j1}, \ln Y_1) \sigma(\ln Y_1)}{s_j(\ln Y_2) - s_j(\ln Y_1)} \quad (13) \end{aligned}$$

Resultados

A base de dados utilizada neste trabalho consiste na Amostra dos Censos Populacionais do IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – para os anos de 2000 e 2010, de forma que se procure fazer uma contribuição à compreensão dos fatores determinantes para a queda de desigualdade em termos dos indivíduos, complementado assim as análises feitas pelos estudos do IPEA, que utilizaram as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD).

A equação de determinantes do rendimento – equação minceriana – que será base para a decomposição do ‘nível’ e da ‘diferença’ das medidas de desigualdade incorpora as variáveis de educação⁶ e experiência potencial⁷ como fatores de produtividade, dummies de gênero e raça⁸ como fatores de discriminação e dummies de ocupação, setor de atividade e região do país⁹ como fatores de segmentação. A população alvo são trabalhadores de 18 a 59

⁶ Para a variável educação foi considerado *dummies* de nível de escolaridade: 1) sem instrução ou fundamental incompleto; 2) fundamental completo ou médio incompleto; 3) médio completo ou superior incompleto; e 4) superior completo ou acima. Além disso, para a decomposição da importância relativa do fator educação para as equações (7), (8) e (9) foi considerada a variável ‘anos de escolaridade’.

⁷ A experiência potencial é calculada pela fórmula: EXP = IDADE – ANOS DE ESCOLARIDADE – 6. A ideia básica é que as pessoas, em média, entram para o mercado de trabalho assim que concluem seus estudos e a entrada ocorre, em média, aos 7 anos de idade. Sabe-se que atualmente, a primeira série do ensino fundamental está ocorrendo para crianças de 6 anos de idade, contudo estamos considerando as pessoas que já estão no mercado de trabalho.

⁸ *Dummy* de gênero: 1 = feminino; 0 = masculino. *Dummy* de raça: 1 = negro; 0 = não negro.

⁹ *Dummies* de ocupação: Empregados com carteira de trabalho assinada; Empregados sem carteira de trabalho assinada; Conta própria; Empregadores. *Dummies* de setor de atividade: agricultura; indústria de

anos para as quais não há missing de informações nas variáveis relevantes. A variável dependente é o logaritmo da renda do trabalho principal.

$$\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 F_i + \beta_3 N_i + \beta_4 EXP_i + \beta_5 EXP_i^2 + \sum_{j=1}^3 \gamma_j INST_{j,i} + \sum_{k=1}^3 \delta_k OCUP_{k,i} + \sum_{l=1}^6 \theta_l ATIV_{l,i} + \sum_{p=1}^4 \pi_p REG_{p,i} + u_i \quad (14)$$

em que: F_i = *Dummy* de Gênero (Feminino = 1); N_i = Experiência potencial; EXP_i = Experiência potencial (Idade – anos de escolaridade – 6); $INST_{j,i}$ = *Dummies* de nível de instrução (fundamental completo ou médio incompleto, médio completo ou superior incompleto, superior completo ou acima);¹⁰ $OCUP_{k,i}$ = *Dummies* de ocupação (Empregados sem carteira de trabalho assinada, Conta própria, Empregadores);¹¹ $ATIV_{l,i}$ = *Dummies* de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos);¹² $REG_{p,i}$ = *Dummies* de região (nordeste, sudeste, sul e centro-oeste).¹³

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis explanatórias da equação (14) para os anos 2000 e 2010. Algumas alterações no mercado de trabalho podem ser destacadas: *i*) a proporção de mulheres e negros aumentou nos últimos 10 anos; *ii*) redução do percentual de pessoas sem escolaridade ou fundamental incompleto e expansão para o percentual de pessoas com médio completo ou superior incompleto; *iii*) expansão do percentual de pessoas destinadas ao nível de ocupação Empregados com carteira de trabalho assinada, denotando o aumento da formalização no país; *iv*) pouca alteração nos setores de atividades; *v*) redução do tamanho relativo do mercado de trabalho para a região Sul, denotando que o crescimento médio do mercado de trabalho na década da região Sul foi inferior ao das demais regiões.

transformação; construção civil; comércio e serviços; administração pública; educação, saúde e cultura; serviços domésticos. *Dummies* de região do país: norte, nordeste, sudeste, sul e centro-oeste.

¹⁰ *Dummy* sem instrução ou fundamental incompleto é a base de comparação.

¹¹ *Dummy* empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação.

¹² *Dummy* agricultura é a base de comparação.

¹³ *Dummy* região norte é a base de comparação.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas – Brasil, 2000 e 2010

Grupo da Variável	Variável Independente	2000		2010	
		Média	Desv-pad	Média	Desv-pad
Gênero	Feminino	0.39	0.49	0.52	0.50
	Masculino	0.61	0.49	0.48	0.50
Raça	Negros	0.41	0.49	0.50	0.50
	Não-negros	0.59	0.49	0.50	0.50
Experiência	Experiência potencial	24.14	10.31	25.78	11.28
	Experiência potencial ao quadrado	688.80	553.98	791.99	623.15
Escolaridade	Sem instrução ou fundamental incompleto	0.50	0.50	0.45	0.50
	Fundamental completo ou médio incompleto	0.16	0.37	0.17	0.37
	Médio completo ou superior incompleto	0.23	0.42	0.28	0.45
	Superior completo ou maior	0.11	0.31	0.11	0.31
Ocupação	Empregados com carteira de trabalho assinada	0.41	0.49	0.52	0.50
	Empregados sem carteira de trabalho assinada	0.28	0.45	0.21	0.40
	Conta Própria	0.27	0.44	0.25	0.43
	Empregadores	0.04	0.19	0.02	0.16
Atividade	Agricultura	0.11	0.35	0.11	0.38
	Indústria de Transformação	0.15	0.36	0.15	0.36
	Construção Civil	0.08	0.27	0.09	0.29
	Comércio e Serviços	0.41	0.49	0.42	0.49
	Administração Pública	0.07	0.25	0.03	0.18
	Educação, Saúde e Cultura	0.12	0.32	0.10	0.30
	Serviços Domésticos	0.07	0.26	0.09	0.28
Região	Norte	0.06	0.25	0.07	0.26
	Nordeste	0.23	0.42	0.26	0.44
	Sudeste	0.44	0.50	0.45	0.50
	Sul	0.19	0.39	0.15	0.36
	Centro-Oeste	0.08	0.27	0.07	0.26

Fonte: Cálculo dos autores; Censo Populacional do Brasil, 2000 e 2010.

A Tabela 2 apresenta os resultados das equações mincerianas estimadas pelo método de mínimos quadrados ordinários, considerando a amostra expandida dos Censos Populacionais de 2000 e 2010. Todos os coeficientes são estatisticamente significantes e apresentam os sinais esperados. A *dummy* de gênero reforça que há discriminação de gênero em favor dos homens no mercado de trabalho brasileiro, mas que o diferencial de rendimentos – controlado pelos demais fatores – reduziu na última década. Resultado semelhante ocorreu com a discriminação de raça. Os negros apresentam uma média condicional menor, mas este diferencial reduziu entre 2000 e 2010.

O retorno da experiência potencial é positivo e reduz com o aumento da experiência (concavidade para baixo da função de rendimentos em relação à experiência, controlado pelos demais fatores). Uma vez que é função quadrática, pode-se calcular o ponto ótimo de Experiência para o qual o retorno zera, ou seja, a partir do qual o retorno da Experiência como a ser negativo.¹⁴ O ponto de estacionariedade para Experiência calculado foi de 37,78 e 38,20 anos de experiência potencial para os anos de 2000 e 2010, respectivamente.

¹⁴ Basta calcular $EXP^* = -\beta_3/2\beta_4$.

O retorno da escolaridade é diferenciado para os níveis de escolaridade, apresentando retornos crescentes. Quando maior o nível de instrução, maior é o retorno da escolaridade. Contudo, os retornos da educação reduziram no mercado de trabalho entre 2000 e 2010. Em 2000, comparado com uma pessoa que não concluiu o ensino fundamental, concluir o ensino fundamental dá um diferencial de renda de 35,1%, enquanto que em 2010 este diferencial é de 23,4%, controlado pelas demais variáveis da equação. Com o mesmo parâmetro de comparação, concluir o ensino médio dá um diferencial de renda de 78,9% e 45,8% em 2000 e 2010, respectivamente. Por sua vez, ao concluir o ensino superior, comparado com quem não concluiu o ensino fundamental, o diferencial de renda é de 167,2% e 133,2% em 2000 e 2010, respectivamente.

Comparando com os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, apenas os empregadores possuem rendimento médio superior em 2000 e 2010, controlado pelas demais variáveis. Contudo, este diferencial reduziu no período de 74,4% para 60,6%. Por sua vez, o setor de atividade 'agricultura' possui o menor nível de remuneração ao ser comparado com os demais setores, já controlado pelas demais variáveis. A diferença de rendimento médio condicional é maior para o setor de 'administração pública', mas que também caiu entre 2000 e 2010.

Apenas a região Nordeste possui rendimento médio condicional menor que a renda Norte (região de referência no exercício) nos dois anos de análise. Por outro lado, apenas as regiões Sul e Centro-Oeste aumentaram este diferencial de rendimento médio condicional entre 2000 e 2010.

Por fim, ressalta-se a redução do coeficiente de determinação entre 2000 e 2010, de modo que uma parte maior da variação do log do rendimento é devido a outros fatores não incluídos na regressão.

Tabela 2 – Equação Minceriana – Brasil, 2000 e 2010
Variável dependente: log (rendimento trabalho)

Grupo da Variável	Variável Independente	2000	2010
Gênero	Feminino	-0.318	-0.281
		(-367.98)	(-355.68)
Raça	Negros	-0.175	-0.134
		(-213.47)	(-178.34)
Experiência	Experiência potencial	0.03107	0.03254
		(191.58)	(215.84)
		Experiência potencial ao quadrado	-0.00041
		(-138.64)	(-154.12)
Escolaridade	Fundamental completo ou médio incompleto	0.351	0.234
		(313.93)	(222.96)
	Médio completo ou superior incompleto	0.789	0.458
		(722.6)	(460.11)
Superior completo ou maior	1.672	1.332	
	(1142.09)	(968.73)	
Ocupação	Empregados sem carteira de trabalho assinada	-0.164	-0.201
		(-172.95)	(-204.57)
	Conta própria	0.016	-0.003
		(16.73)	(-3.36)
Empregadores	0.744	0.606	
	(377.35)	(272.59)	
Atividade	Indústria de Transformação	0.526	0.430
		(339.87)	(296.27)
	Construção Civil	0.439	0.397
		(252.08)	(251.82)
	Comércio e Serviços	0.537	0.447
		(400.6)	(351.74)
	Administração Pública	0.822	0.603
		(424.4)	(260.7)
Educação, Saúde e Cultura	0.662	0.521	
	(368.49)	(302)	
Serviços Domésticos	0.309	0.325	
	(157.33)	(184.19)	
Região	Nordeste	-0.270	-0.216
		(-166.02)	(-138.5)
	Sudeste	0.187	0.121
		(118.89)	(81.17)
	Sul	0.071	0.079
(41.31)		(47.48)	
Centro-Oeste	0.124	0.165	
	(64.1)	(88.48)	
Constante		4.752	5.690
		(1650.86)	(2095.9)
	R2 ajustado	0.4697	0.3428
	Estatística F	192606.58	126891.2
	p-valor (F)	0.0000	0.0000
	N. observações (amostra estendida)	4349847	4864330

Nota: Desvio-padrão em parêntesis

Fonte: Cálculo dos autores; Censo Populacional do Brasil, 2000 e 2010.

A Tabela 3 apresenta as medidas de desigualdade para os anos 2000 e 2010, tais que satisfazem os axiomas de Shorrocks (1982) – log-variância, coeficiente de Gini, índices de entropia de Theil, coeficiente de Atkinson, razões de percentis (90/10, 90/50, 10/50, 75/25). Para todas as medidas, percebe-se uma redução da desigualdade no período.¹⁵

Tabela 3 – Medidas de desigualdade – Brasil, 2000 e 2010

Ano	log-variância	Gini	Theil-L	Theil-T	Atkinson	p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25
2000	1,09065	0,09717	0,01539	0,01521	0,01527	1,53900	1,25900	0,81800	1,24400
2010	0,89565	0,07533	0,00977	0,00967	0,00973	1,37800	1,20600	0,87500	1,16600

Fonte: Cálculo dos autores; Censo Populacional do Brasil, 2000 e 2010.

A Tabela 4 apresenta a decomposição do ‘nível’ e da ‘diferença’ da desigualdade a partir das equações (3) e (5), seguindo Fields (2002). O coeficiente s_j mede a importância do fator, variável explanatória, sobre o tamanho da desigualdade, diretamente aplicável à medida log-variância, segundo equação (3). Os resultados apontam que a Escolaridade é o principal fator para explicar a desigualdade de renda no Brasil em 2000 e 2010, 27,1% e 19,8%, respectivamente. Em segundo lugar, as diferenças entre os setores de atividade, explicando 7,1% e 4% em 2000 e 2010, respectivamente. Destaca-se que apenas o gênero aumentou a sua importância para explicar a desigualdade entre 2000 e 2010, mesmo com uma redução do retorno médio condicional da discriminação de gênero. Isto só é possível se a redução da desigualdade foi maior que a redução do efeito discriminação de gênero. Por fim, a experiência tem uma contribuição negativa.

Analisando a contribuição do fator para a variação da medida de desigualdade entre 2000 e 2010, novamente a escolaridade é a principal fonte de variação, seguida pela diferença nos setores de atividade. Para a medida de log-variância, o fator escolaridade contribui com 60,4% da redução da desigualdade. Resultado similar para os coeficientes de Gini, Theil, Theil e Atkinson, 52,1%, 39,7% e 39,8%, respectivamente. Quando se considera as razões de percentis este resultado é ainda maior.

Tabela 4 – Decomposição do ‘nível’ e da ‘diferença’ da desigualdade para medidas de desigualdade – Brasil, 2000 e 2010

Fator	Sj(LnY) ⁽ⁱ⁾		Contribuição do Fator para a variação da medida de desigualdade entre 2000 e 2010 ⁽ⁱⁱ⁾								
	2000	2010	log-variância	Gini	Theil-L	Theil-T	Atkinson	p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25
Gênero	0.010	0.013	-0.26%	0.06%	0.53%	0.53%	0.53%	-1.35%	-5.27%	5.25%	-3.11%
Raça	0.025	0.017	5.94%	5.08%	3.79%	3.80%	3.81%	8.91%	19.57%	-9.03%	13.71%
Escolaridade ⁽ⁱⁱⁱ⁾	0.271	0.198	60.41%	52.10%	39.69%	39.74%	39.82%	89.19%	192.23%	-84.35%	135.57%
Experiência	-0.022	-0.016	-5.02%	-4.32%	-3.28%	-3.28%	-3.29%	-7.44%	-16.10%	7.15%	-11.34%
Ocupação	0.044	0.036	8.11%	7.19%	5.80%	5.81%	5.82%	11.32%	22.81%	-8.02%	16.49%
Atividade	0.071	0.040	21.17%	17.65%	12.39%	12.41%	12.45%	33.35%	76.97%	-40.12%	52.99%
Região	0.043	0.032	9.65%	8.33%	6.34%	6.35%	6.37%	14.24%	30.67%	-13.44%	21.64%
Resíduo	0.559	0.680	0.00%	13.92%	34.72%	34.64%	34.51%	-48.23%	-220.87%	242.56%	-125.94%

Nota: (i) Sj(LnY) calculado a partir da equação (3); (ii) calculado a partir da equação (6); (iii) mensurado por anos de escolaridade.

Fonte: Cálculo dos autores; Censo Populacional do Brasil, 2000 e 2010.

¹⁵ É importante destacar que a leitura de redução da desigualdade se dá no mesmo sentido da redução dos indicadores, exceto para a razão de percentis P10/P50 que deve ser feita ao contrário. Essa exceção também é válida para a leitura da Tabela 4 na decomposição da ‘diferença’ da desigualdade, em que o sinal negativo será uma contribuição para a redução da desigualdade. Nas demais, a leitura é para coeficientes positivos.

Tendo em vista que o fator educação é aquele que mais explica a variação da medida de desigualdade entre 2000 e 2010, resta saber o motivo desta grande importância. As equações (7) e (8) decompõe a variação do fator por fonte de variação devida à variação do retorno do fator (efeito coeficiente), à variação da dispersão do fator (efeito desvio-padrão), à variação da correlação entre o fator e a variável log do rendimento (efeito correlação), descontando a variação da dispersão da variável log do rendimento. A Tabela 5 apresenta a decomposição da contribuição para o principal fator explicativo da ‘diferença’ da desigualdade: escolaridade.

Decompondo a contribuição da escolaridade para a redução da desigualdade, nota-se primeiramente que a importância da escolaridade reduziu em 31,2%, cabendo ao efeito correlação a principal fonte de variação (58,1%), seguido pelo efeito coeficiente (40,2%) e efeito desvio-padrão (33,3%). Outra forma de fazer tal decomposição é buscar uma ortogonalidade entre os efeitos, uma vez que na equação (8), os efeitos coeficiente e correlação dependem da covariância entre o fator e a variável dependente. Neste caso, Fields (2002) propôs a decomposição ortogonal descrita na equação (9) que elimina o efeito correlação. Adotando tal procedimento, o resultado aponta que o principal efeito para explicar a variação da contribuição do fator educação para a variação da medida de desigualdade é o efeito coeficiente, similar aquele encontrado por Fields (2002) para a economia americana entre 1979 e 1999.

Em outras palavras, a redução no retorno da educação na equação minceriana entre 2000 e 2010 é o principal determinante para a redução da desigualdade. Neste caso, a mudança do perfil educacional no mercado de trabalho pode ser considerada o principal responsável para a redução da desigualdade, principalmente porque isto afeta a quantidade ofertada de mão de obra no mercado. Até 2000, os retornos educacionais eram muito grandes por causa do excesso de demanda por mão de obra com maior nível educacional. Entre 2000 e 2010, ocorreu aumento do contingente de pessoas com maior nível educacional.

Tabela 5 – Decomposição da contribuição da Escolaridade para a redução da desigualdade – Brasil, 2000 e 2010

	Sj(escol)	coeficiente	DP(escol)	cor(lnY,escol)	DP(lnY)
2000	0,2707	0,1148	4,5669	0,5393	1,0443
2010	0,1981	0,1013	4,1164	0,4498	0,9464
variação % [eq (7)]	-0,3122	-0,1253	-0,1038	-0,1815	-0,0985
[eq (8)]		40,15%	33,27%	58,13%	31,55%
[eq (9)]		80,30%	66,53%		63,10%

Fonte: Cálculo dos autores; Censo Populacional do Brasil, 2000 e 2010.

Conclusão

Neste trabalho aplicou-se a metodologia de decomposição de Fields (2002) à equações mincerianas estimadas para o Brasil nos anos de 2000 e 2010 utilizando os dados por amostragem de pessoas do Censo Populacional. A metodologia permite fazer uma decomposição ortogonal da importância relativa de cada fator para o ‘nível’ da desigualdade em cada ano. Além disso, pode-se decompor a ‘diferença’ da desigualdade no período por fatores, bem como decompor os fatores em efeito coeficiente, efeito desvio-padrão e efeito correlação.

Como variável explicada, utilizou-se o logaritmo do rendimento bruto do trabalho semanal, e como variáveis explicativas foram utilizadas *dummies* de raça, gênero, região, setor de atividade, ocupação e nível de instrução, assim como uma medida de experiência potencial e os anos de estudo, todas apresentando alto grau de significância estatística.

No período, algumas alterações no mercado de trabalho podem ser destacadas: *i*) a proporção de mulheres e negros aumentou nos últimos 10 anos; *ii*) redução do percentual de pessoas sem escolaridade ou fundamental incompleto e expansão para o percentual de pessoas com médio completo ou superior incompleto; *iii*) expansão do percentual de pessoas destinadas ao nível de ocupação Empregados com carteira de trabalho assinada, denotando o aumento da formalização no país; *iv*) pouca alteração nos setores de atividades; *v*) redução do tamanho relativo do mercado de trabalho para a região Sul, denotando que o crescimento médio do mercado de trabalho na década da região Sul foi inferior ao das demais regiões.

Ademais, a equação minceriana estimada mostra que a discriminação de gênero em favor dos homens e a discriminação de raça em favor dos não negros diminuem no período. A experiência apresenta retornos côncavos para a renda, tal que o ponto de estacionariedade para Experiência calculado foi de 37,78 e 38,20 anos de experiência potencial para os anos de 2000 e 2010, respectivamente. O retorno da escolaridade é diferenciado para os níveis de escolaridade, apresentando retornos crescentes, contudo há diminuição dos retornos entre 2000 e 2010. Os trabalhadores com carteira de trabalho assinada apresentam média de rendimento maior, contudo este diferencial reduziu no período. Por sua vez, o setor de atividade ‘agricultura’ e possui o menor nível de remuneração ao ser comparado com os demais setores, enquanto que o setor de ‘administração pública’ possui a maior diferença de rendimento médio condicional, contudo também ocorreu queda desse diferencial no período.

A decomposição do ‘nível’ da desigualdade apontam que a Escolaridade é o principal fator para explicar a desigualdade de renda no Brasil em 2000 e 2010, 27,1% e 19,8%, respectivamente. Analisando a contribuição do fator para a variação das medidas de desigualdade entre 2000 e 2010 – que atendem aos axiomas de Shorrocks (1982) – novamente a escolaridade é a principal fonte de variação, seguida pela diferença nos setores de atividade. Além disso, o principal efeito para explicar a variação da contribuição do fator educação para a variação da medida de desigualdade é o efeito coeficiente.

Este resultado vai ao encontro da literatura empírica para o Brasil que apontam a educação como principal fator para explicar os diferenciais de renda, sugerindo que a redução da desigualdade de renda pode ser alcançada reduzindo o diferencial de educação entre as pessoas no mercado de trabalho [Langoni (1974), Reis e Barros (1990), Fernandes (2001), Menezes-Filho (2001) e Azevedo (2007)]. Em outras palavras, a aproximação de renda é possível reduzindo os diferenciais de produtividade advindos pela educação. Ademais, Fields (2002) obtém resultado semelhante para a economia americana, mas naquele caso explicando o aumento da desigualdade de renda entre 1979 e 1999.

Bibliografia

AZEVEDO, J. P. (2007). **Avaliando a significância estatística da queda na desigualdade no Brasil**. IN: Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente / organizadores: BARROS, R. P., FOGUEL, M. N., ULYSSEA, G. – Brasília: Ipea, p. 163-173, 2007.

- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2007). **Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. IN: Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente /** organizadores: BARROS, R. P., FOGUEL, M. N., ULYSSEA, G. – Brasília: vol. 2, Ipea, p. 107-127.
- BARROS, R. P., FOGUEL, M. N., ULYSSEA, G. (organizadores) (2007). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, vol. 1, IPEA.
- BECKER, G. S. (1964). **Human Capital**. New York: National Bureau of Economic Research.
- BOURGUIGNON, F., & MARTINEZ, M. (1997). **Decomposition of the Change in the Distribution of Primary Family Incomes: A Microsimulation Approach Applied to France, 1979-1989**. DELTA, processed. Bourguignon, Fournier e Gurgand (1998)
- CHISWICK, B. R., & MINCER, J. (1972). **Time-Series Changes in Personal Income Inequality in the United States from 1939, with Projections to 1985**. *Journal of Political Economy*, 80(3) (May/June, Part II), S34-S66. Cowell e Jenkins (1995)
- COWELL, F. A., & JENKINS, S. P. (1995). **How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the United States**. *The Economic Journal*, 105(429), 421-430.
- FEI, J. C. H., RANIS, G., & KUO, S. W. Y. (1978). **Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components**. *Quarterly Journal of Economics*, 92(1), 17-53.
- FERNANDES, C. M. (2001). **Desigualdade de rendimentos e educação no Brasil: alguns indicadores de diferenças regionais**. *Econômica*, v.3, n.3, p. 231-250.
- FIELDS, G. S. (2002). **Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, With Application to the Distribution of Earnings in the United States**. Cornell University <http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/articles/265>
- FORSTER, M. F., & PELLIZZARI, M. (2000). **Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area**. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Paper N° 42.
- FREEMAN, R. (1980). **Union Wage Practices and the Dispersion of Wages**. *Industrial and Labor Relations Review*, 36(1), 3-21
- JUHN, C., MURPHY, K. M., & PIERCE, B. (1991). **Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence**. In Marvin Kosters (Ed.), *Workers and Their Wages*. Washington, DC: American Enterprise Institute Press.
- _____ (1993). **Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill**. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.
- LAM, D. (1999). **Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil**. University of Michigan, processed.
- LAM, D., & LEVISON, D. (1991). **Declining Inequality in Schooling in Brazil and Its Effects on Inequality in Earnings**. *Journal of Development Economics*, 37, 199-225.
- LANGONI, C. G. (1974). **Distribuição de renda: Uma versão para a minoria**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, 4(1), p.167-180.
- LEVY, F. (1999). **The New Dollars and Dreams**. New York: Russell Sage Foundation.

MENEZES-FILHO, N. A. (2001). **A evolução da educação no Brasil e o seu impacto no mercado de trabalho**. Departamento de Economia - Universidade de São Paulo (Artigo preparado para o Instituto Futuro Brasil).

MINCER, J. (1958). **Investment in Human Capital and Personal Income Distribution**. *Journal of Political Economy*, 66, 281-302.

_____ (1974). **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: National Bureau of Economic Research.

_____ (1997). **Changes in Wage Inequality, 1970-1990**. In S. W. Polachek (Ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 16. Greenwich, CT: JAI Press.

PYATT, G., Chen, C., & Fei, J. (1980). **The Distribution of Income by Factor Components**. *Quarterly Journal of Economics*, 95(3), 451-473

REIS, J. G. A., BARROS, R. P. (1990). **Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v.20, n. 3, p.415-478.

REIS, J. G. A., BARROS, R. P. (1991). **Wage Inequality and the Distribution of Education**. *Journal of Development Economics*, 36(1), 117-143.

SHORROCKS, A. F. (1982). **Inequality Decomposition by Factor Components**. *Econometrica*, 50(1), 193-211.

SOARES S. S. D. (2006). **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. (Textos para discussão. N. 1166). Brasília: IPEA.

YUN, M. (2002). **Earnings Inequality in USA, 1961-1999: Comparing Inequality Using Earnings Equations**. University of Western Ontario, processed.