

A dinâmica dos efeitos da segmentação setorial sobre a desigualdade de salários entre os anos de 2002 e 2012 no Brasil*

Cássio Freitas Daldegan**

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Resumo

O presente artigo busca analisar como variou o impacto da segmentação setorial para a determinação do salário e do nível de desigualdade do rendimento do trabalho no Brasil entre os anos de 2002 e 2012. Dividindo os setores entre agropecuária e pesca, indústria, comércio, serviços e funcionalismo público, os resultados indicam que, de modo geral, houve uma redução da segmentação ao longo do período. Ao decompor os efeitos de cada categoria na variação da desigualdade salarial, que se reduziu no período, vemos que apenas o setor de serviços apresentou um efeito concentrador sobre a distribuição de rendimentos do trabalho, enquanto o efeito conjunto das variáveis que captam a segmentação foi pró redução da desigualdade salarial.


Palavras-chave

Segmentação setorial; desigualdade salarial; distribuição salarial

Abstract

The present article analyzes how changed the impact of sectorial segmentation to the determination of the wage and the level of Brazil's labor income inequality between 2002 and 2012. Dividing the sectors between farming and fishing, industry, commerce, services and public functionalism,

* Artigo recebido em jan. 2015 e aceito para publicação em dez. 2017.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

** E-mail: cassiofrd@gmail.com

the results indicate that occurred a reduction of the segmentation in this period. When the effect of each variable on the variation of wage inequality is decomposed, just the services sector presented a concentrator effect on the distribution of the labor income distribution, and the joint effect of the variables that capture the segmentation was of reduction on the wage inequality.

Keywords

Sectorial segmentation; wage inequality; wage distribution

Classificação JEL: J31, J82

1 Introdução

Nos últimos anos o Brasil passou por uma contínua redução na desigualdade de renda, processo esse que beneficiou parcela importante da população possibilitando melhoria da qualidade de vida dos mesmos. Os vários trabalhos que já analisaram tal processo mostraram, de forma geral, que foi a dinâmica do mercado de trabalho a principal responsável para que o quadro distributivo no Brasil melhorasse, incluindo como fatores importantes a elevação do salário mínimo real além da criação de novas vagas de trabalho. Sendo a principal fonte de renda da maioria dos trabalhadores, tal dinâmica mostra que a renda do trabalho sofreu também durante o período importante redução em seu nível de desigualdade.

Apesar de tal quadro de melhora, temos ainda barreiras que dificultam a obtenção de uma distribuição salarial mais igualitária entre os trabalhadores. Dentre estes entraves, temos aqueles que são diretamente ligados ao nível de produtividade do mesmo, como o nível de educação e experiência, e os que não o são, como gênero, raça, setor da economia no qual trabalha ou atividade que exerce. Nesse segundo grupo de variáveis os salários distintos são fruto de discriminação e segmentação no mercado de trabalho. Este trabalho é voltado para a análise dos efeitos da segmentação sobre a desigualdade na distribuição de rendimentos do trabalho. Busca-se identificar como a segmentação influenciou os níveis de desigualdade salarial nos anos de 2002 e 2012 assim como o impacto que a mesma teve sobre a variação na desigualdade na distribuição da renda do trabalho neste intervalo de tempo.

O conceito de segmentação no mercado de trabalho tem feito parte da discussão sobre diferenciação da renda derivada do mesmo desde de o desenvolvimento das teorias hoje consideradas clássicas, como a divisão do trabalho de Adam Smith (1776), até trabalhos mais atuais que procuram entender as principais formas de segmentação, como Fields (2009) (para mais detalhes da trajetória histórica ver Jakštienė (2010)). Em Mill (1885) temos a base teórica utilizada neste trabalho. Segundo o autor, a segmentação ocorre quando o mercado de trabalho é dividido em subgrupos, sendo que cada um dos mesmos é independente dos demais. Há uma interação imperfeita entre tais grupos causada por barreiras sociais, ocupacionais ou geográficas que impedem a livre migração dos trabalhadores entre os trabalhos causando a diferenciação salarial. Tais barreiras podem tomar a forma de classes sociais, gênero, raça, nível de qualificação, educação ou uma divisão entre campo e cidade (ver Smith, 2003, p. 176). Com o desenvolvimento da teoria sobre segmentação vários estudos tentaram identificar tal fenômeno na economia, inclusive com foco na segmentação setorial para o Brasil.

Basicamente, tais estudos mostram que o mercado exerce dois diferentes papéis na diferenciação salarial: o mercado como mecanismo gerador de diferenciação (por meio de segmentação e discriminação) ou como mecanismo reprodutor da desigualdade. No primeiro caso os trabalhadores com características semelhantes que lhes garantiriam iguais níveis de produtividade apresentam salários distintos, ou seja, o mercado gera a diferenciação salarial sem que haja uma correspondência no diferencial de produtividade. Já no caso da reprodução da desigualdade, o mercado reproduz um diferencial já existente entre os agentes que por influenciar seu nível de produtividade justificam o leque salarial.

A reprodução da desigualdade pelo mercado foi uma característica amplamente identificada pela maioria dos trabalhos sobre o tema, principalmente no tocante às variáveis experiência e nível educacional. No caso da experiência, temos trabalhos como Gonçalves (2011) que analisa os principais condicionantes para a admissão e para a determinação salarial entre jovens por meio de análises comparativas entre trabalhadores admitidos para o primeiro emprego e os admitidos por reemprego no mercado formal de trabalho da região nordeste. Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2005, os autores utilizaram o teste de igualdade de médias para identificar diferenciais salariais entre os trabalhadores sem experiência e os que possuem experiência anterior assim como a decomposição de Oaxaca (1973) para identificar as parcelas do diferencial salarial que se devem às habilidades dos trabalhadores e à experiência dos mesmos. Os resultados obtidos mostram que a inserção ocupacional dos

trabalhadores é quase sempre favorável a trabalhadores com maior experiência, ou seja, indicando um caráter reprodutor da desigualdade do mercado de trabalho.

Em outros trabalhos, o foco passa ser as variáveis educacionais, como pode ser visto em Pinho Neto (2012). Neste trabalho os autores analisam a evolução e os determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2008. Aplicando a metodologia de decomposição proposta por Fields (2003) os autores identificaram que a educação foi responsável por explicar mais de 40% da desigualdade de rendimento registrada em 2001 e 2008. Tal resultado mostra que o mercado de trabalho tende reproduzir a diferença de capital humano entre os trabalhadores.

Dentre os trabalhos que analisam a discriminação no mercado de trabalho, temos que muitos dos mesmos enfocam nos diferenciais de gênero ou raciais. Em Souza (2011) a autora busca identificar o quanto dos diferenciais entre raça e gênero é explicado pela discriminação nos períodos de 2002, 2006 e 2009 tanto para o Brasil quanto para as regiões brasileiras. Para tanto, utiliza-se curvas de probabilidade, a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) e a decomposição de Machado e Mata (2005). Dentre os resultados encontrados, tanto para o Brasil quanto para as regiões, o grupo mais discriminado é o de mulheres não brancas. Além disso, a discriminação é maior que a diferença salarial entre homens e mulheres, visto que o efeito dotação (efeito das variáveis que influenciam a produtividade do trabalhador sobre a desigualdade salarial) contribuiu para a redução na desigualdade.

Mantendo o foco no mercado como gerador de desigualdade temos os trabalhos que analisam o processo de segmentação. Em Cunha (2011) os autores analisam os diferenciais de salários inter-setoriais no mercado de trabalho paranaense entre 1995 e 2008 utilizando as PNADs dos respectivos anos. Os autores encontraram redução no diferencial salarial durante o período, visto a redução na amplitude de distribuição de salários, efeito que adveio da elevação do nível educacional em todos os setores. Mas são ainda as disparidades setoriais que explicam parcela importante da desigualdade salarial.

Neste trabalho procura-se identificar o quanto a diferenciação salarial entre os setores da economia para os anos de 2002 e 2012 no Brasil pode ser atribuída à segmentação setorial, sem deixar de levar em conta variáveis que captem a reprodução da desigualdade e discriminação. Para tanto, optou-se pela divisão dos setores entre agropecuária e pesca, indústria, comércio, serviços e funcionalismo público. Dentro de cada setor foi utiliza-

da a subdivisão de atividades da Comissão Nacional de Classificação (CNAE). Para a divisão detalhada ver Apêndice A.

2 Metodologia

2.1 Regressão quantílica

A regressão quantílica é um método que fornece o retorno das diferentes variáveis independentes sobre o valor da variável dependente em diferentes quantis da distribuição da mesma. Como visto em Cameron e Trivedi (2005a), para uma variável aleatória contínua, y , o q -ésimo quantil é o valor μ_q tal que y é menor ou igual a μ_q com probabilidade q . Ou seja:

$$q = \Pr [y \leq \mu_q] = F_y(\mu_q), \quad (2)$$

sendo F_y a função de distribuição acumulada de y . Segue então que:

$$\mu_q = F_y^{-1}(q). \quad (3)$$

Sendo assim, o estimador de regressão quantílica, $\widehat{\beta}_q$, é o vetor de parâmetros β_q que minimiza a função

$$Q_N(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - q) |y_i - x_i' \beta_q|, \quad (4)$$

onde N é o número de observações, y_i é a i -ésima observação da variável dependente, x_i' é o i -ésimo vetor de variáveis independentes. Fica claro que para diferentes escolhas de q são estimados valores distintos de β_q .

2.2 Modelo hierárquico

O modelo hierárquico é utilizado quando temos com uma estrutura aninhada, ou seja, os dados estão disponíveis em vários níveis, como para o indivíduo, a atividade no qual o mesmo está empregado e o setor da economia no qual tal atividade pode ser classificada. Como pode ser visto em Cameron e Trivedi (2005b), seja um modelo linear:

$$y_{ij} = x_{ij}' \beta_j + u_{ij}. \quad (5)$$

Os K parâmetros da regressão, β 's, variam por grupo j . O modelo hierárquico de dois níveis é especificado por uma função linear de um termo aleatório e por variáveis em um segundo nível. Começando por um parâmetro escalar β_{kj} , que é o k -ésimo componente do $K \times 1$ vetor de parâmetros β_j . Então β_{kj} é modelado sendo dependente do vetor de características de

segundo nível W_k que assume um valor W_{kj} para a j -ésima observação do fator utilizado para definir o segundo nível. Sendo assim, temos:

$$\beta_{ij} = \mathbf{w}'_{ij}\gamma_k + v_{kj}, \quad k = 1, \dots, K, \quad (6)$$

sendo que o primeiro componente \mathbf{w}'_{ij} é normalmente uma constante. Em notação matricial temos:

$$\beta_j = \mathbf{W}_j\gamma + \mathbf{V}_j. \quad (7)$$

Seguindo a mesma lógica, o modelo pode ser estendido para três ou mais níveis. É possível também representar o modelo hierárquico como um “modelo linear misto”, que será o modelo utilizado neste trabalho. Substituindo (6) em (5) chegamos a:

$$y_{ij} = (\mathbf{x}'_{ij}\mathbf{w}_j)\gamma + \mathbf{x}'_{ij}\mathbf{v}_j + u_{ij}. \quad (8)$$

O objetivo é estimar os parâmetros da regressão, γ , e a variância e covariância dos erros u_{ij} e v_j . Uma vez que os erros são assumidos como independentes dos parâmetros de mínimos quadrados ordinário (MQO) estimados em (8) garante-se estimações consistentes dos parâmetros γ .

2.3 Decomposições de Fields e Yun

O objetivo das decomposições é comparar desigualdade de rendimentos entre dois períodos de tempo A e B, podendo ser utilizada também para comparar a desigualdade entre países entre outras aplicações. Seguindo a descrição de Yun (2006), uma medida de desigualdade qualquer é definida por:

$$I_A = I_A(Y_{1A}, Y_{2A}, \dots, Y_{MA}) \text{ e } I_B = I_B(Y_{1B}, Y_{2B}, \dots, Y_{MB}) \quad (9)$$

Onde Y_{it} é o rendimento do indivíduo i no período t , e $t = A, B$. Para ficar mais fácil a apresentação o autor retirou os subscritos individuais dos valores dos rendimentos. Temos que os rendimentos do trabalho são gerados pelas seguintes regressões (equações de salário):

$$y_A = \beta_{0A} + \sum_{k=1}^{k=K-1} \beta_{kA}x_{kA} + e_A \quad (10)$$

e

$$y_B = \beta_{0B} + \sum_{k=1}^{k=K-1} \beta_{kB}x_{kB} + e_B, \quad (11)$$

onde $y_t = \log(Y_t)$, x_{kt} e e_t são a k -ésima variável exógena e os resíduos, respectivamente, onde $t = A, B$. A decomposição de Yun (2006) consiste em uma junção das metodologias de decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Fields (2003), sendo necessário descrever as mesmas para o melhor entendimento do método utilizado.

Pelo método de Juhn, Murphy e Pierce (1993), devemos substituir os coeficientes da equação de salários do período $B\beta_{kB}$ na equação de salários do período anterior A, mantendo as características individuais e os resíduos do período A. Obtemos assim a seguinte equação:

$$y^* = \beta_{0B} + \sum_{k=1}^{k=K-1} \beta_{kB} x_{kA} + e_A. \quad (12)$$

Obtemos então uma segunda equação substituindo em (12) as características individuais do período B, chegando à segunda equação auxiliar:

$$y^{**} = \beta_{0B} + \sum_{k=1}^{k=K-1} \beta_{kB} x_{kB} + e_A. \quad (13)$$

Por fim, substituindo os resíduos do período B na equação (13) obtemos a equação (11). Calculamos então o nível desigualdade de rendimentos para cada uma das quatro equações de salário y_A, y^*, y^{**} e y_B , sendo que o índice de desigualdade aqui utilizada é o índice de Gini. Obtemos, respectivamente, $I_{y_A}, I_{y^*}, I_{y^{**}}$ e I_{y_B} . O índice de desigualdade de Juhn, Murphy e Pierce (2003) corresponde à diferença na desigualdade de renda entre os períodos A e B, que é dada por:

$$I_{y_A} - I_{y_B} = (I_{y_A} - I_{y^*}) - (I_{y^*} - I_{y^{**}}) + (I_{y^{**}} - I_{y_B}). \quad (14)$$

no qual o primeiro termo entre parênteses nos dá o efeito da mudança nos coeficientes das variáveis ao longo do período (efeito preço), no segundo termo temos o efeito da diferença nas características individuais (efeito quantidade) e no terceiro o efeito da diferença nos efeitos não observados (resíduos). Os três efeitos são obtidos apenas em nível agregado, não para cada parâmetro individualmente.

Em Fields (2003) temos a decomposição que busca justamente obter o efeito individual de cada variável para a variação na desigualdade. O método é dividido em dois estágios, no primeiro obtemos o quanto cada variável explica da desigualdade salarial para cada período individualmente e no segundo como cada variável contribuiu para a variação na desigualdade durante o período. No primeiro estágio, calculamos o fator S_k que indica a porcentagem de desigualdade salarial que é explicada pelo fator k . Para tanto, obtemos o termo:

$$\sigma_y^2 = \sum_{k=1}^{K-1} \sigma_{\beta_k x_k} + \sigma_{e,y}, \quad (15)$$

onde σ_y^2 , $\sigma_{\beta_k x_k}$ e $\sigma_{e,y}$ são, respectivamente, a variância do log do salário, a covariância de $\beta_k x_k$ e y , e a covariância dos resíduos (e) e y . Fields (2003) define o peso de desigualdade relativo ao fator k utilizando a estimação dos coeficientes de MQO de cada variável de uma equação de salários temos então:

$$S_k = \sigma_{\beta_k x_k} / \sigma_y^2 = (\beta_k \cdot \sigma_{x_k} \cdot \rho_{x_k,y}) / \sigma_y. \quad (16)$$

Sendo σ_{x_k} o desvio padrão de x_k e $\rho_{x_k,y} = \sigma_{x_k,y} / \sigma_{x_k} \sigma_y$.

A contribuição de cada fator para a desigualdade de rendimentos é simplesmente $S_k \cdot I$. No segundo estágio, a parcela de contribuição de um fator k para a variação na desigualdade entre os períodos de tempo A e B é definida como:

$$\pi_k = (S_{kA} \cdot I_A - S_{kB} \cdot I_B) / (I_A - I_B), \quad (17)$$

dados que S_{kt} é, para $t = A$ e B, o peso de desigualdade relativo ao fator k . Um valor positivo indica que o fator contribuiu para o aumento na desigualdade salarial no período A em relação ao período B, isso se $I_A > I_B$. Como estamos tratando A = 2012 e B = 2002, e como a desigualdade salarial se reduziu durante este período, $I_A < I_B$, um valor positivo de π_k indica que o fator contribuiu para a redução na desigualdade salarial durante o período.

Por fim, em Yun (2006), temos a junção dos métodos de Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Fields (2003), de modo que obtenhamos os efeitos preço e quantidade para cada variável individualmente. Tal resultado é obtido pelo seguinte método:

$$\begin{aligned} \sigma_{y_A}^2 - \sigma_{y_B}^2 &= (\sigma_{y_A}^2 - \sigma_{y^*}^2) + (\sigma_{y^*}^2 - \sigma_{y_B}^2) = \\ &= \sum_{k=1}^{k=K} (S_{ky_A} \cdot \sigma_{y_A}^2 - S_{ky^*} \cdot \sigma_{y^*}^2) + \sum_{k=1}^{k=K} (S_{ky^*} \cdot \sigma_{y^*}^2 - S_{ky_B} \cdot \sigma_{y_B}^2) + (\sigma_{e_A}^2 - \sigma_{e_B}^2), \end{aligned} \quad (18)$$

sendo os primeiros (K-1) fatores as variáveis exógenas em equações de salário e o k -ésimo fator é o resíduo com coeficiente igual a um. No primeiro termo entre parênteses temos o efeito preço que, diferente da decomposição de Fields (2006), pode ser separado para cada variável k , ao passo que no segundo somatório temos o efeito quantidade que também pode ser separado nos efeitos de cada variável individualmente. O terceiro termo se refere ao efeito residual.

3 Quadro geral da desigualdade de rendimentos entre 2002 e 2012

Para termos mais detalhes da variação do nível e da desigualdade salarial entre os setores da economia, segue na Tabela 1 os valores de salário real médio e da mediana do salário real, assim como do índice de Gini do rendimento do trabalho para os setores aqui analisados em relação aos anos de 2002 e 2012. A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 2002 e 2012. Utilizou-se apenas áreas urbanas e pessoas entre 25 e 59 anos de idade, que consistem na grande maioria da população economicamente ativa (PEA).

Como pode ser observado na Tabela 1, durante o intervalo de 10 anos, todos os setores tiveram um aumento real considerável na média salarial, chamando atenção para o aumento no setor de agropecuária e pesca. Mas

como é característica de distribuições muito desiguais, comparando os valores de média e mediana esta se mostra consideravelmente menor que a primeira. Os resultados para o setor de serviços se mostram diferentes dos demais, uma vez que a média salarial em tal setor cresceu e ultrapassou a média no comércio e na indústria, ao passo que a mediana do salário no setor de serviços ainda se mostra menor que os destes dois. Isso mostra como o setor de serviços apresenta uma distribuição salarial mais desigual que os demais.

Tabela 1

Média e mediana do salário real (em reais) nos setores da economia para os anos de 2002 e 2012

SETORES	MÉDIA		VARIÇÃO %	MEDIANA	
	2002	2012		2002	2012
Agropecuária e pesca	437,41	741,61	69,5	372,51	690
Indústria	837	1110,43	32,7	586,7	880
Comércio	893,15	1115,13	24,9	614,64	850
Serviços	818,82	1194,36	45,9	465,64	800
Funcionalismo Público	1674,41	2170,81	29,6	745,02	1200

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNADs 2002 e 2012.

Na tabela 2, temos a medida de desigualdade salarial por meio do índice de Gini para os setores analisados. Como pode ser visto, a desigualdade caiu em todos os setores, especialmente nos setores de agropecuária e pesca e indústria, ao passo que entre o funcionalismo público a desigualdade salarial caiu menos que nos demais setores, sendo o mesmo o setor mais desigual.

Tabela 2

Índice de Gini do salário real (em reais) — 2002 e 2012

Setores	Índice de Gini		Variação (%)
	2002	2012	
Agropecuária e pesca	0.36	0.25	-30,0
Indústria	0.45	0.34	-24.8
Comércio	0.45	0.36	-19.7
Serviços	0.52	0.43	-17.2
Funcionalismo Público	0.58	0.54	-8.2

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNADs 2002 e 2012.

Buscando identificar a importância dos diferentes parâmetros que influenciam o valor do rendimento do trabalho e que, portanto, contribuem mu-

danças na desigualdade de renda inter-setorial, utiliza-se a regressão quantílica para os quantis 0.1, 0.5 e 0.9 do log do rendimento do trabalho principal. O valor referente ao quantil 0.1 indica que a probabilidade de um determinado rendimento do trabalho escolhido aleatoriamente ser menor que o mesmo é 10%, ao passo que para o quantil 0.5 tal probabilidade é 50% e para o quantil 0.9 é de 90%. Utilizando variáveis que indicam uma desigualdade pré existente à entrada do trabalhador no mercado e aquelas que permitam apontar discriminação e segmentação, vejamos como tais fatores influenciam a remuneração nos diferentes pontos da distribuição de renda, podendo ver quais fatores são mais importantes para determinar o nível salarial nestes três extratos. As variáveis utilizadas são:

Quadro 1

Descrição das variáveis

Características individuais	
Idade	Proxy para a variável experiência, que nos fornece a idade do agente
Idade ²	Proxy para a variável experiência ao quadrado, que nos permite captar possível efeito quadrático no retorno da experiência
1 a 3 anos de estudo	Dummy para trabalhadores que tem entre 1 e 3 anos de estudo
4 a 7 anos de estudo	Dummy para trabalhadores que tem entre 4 e 7 anos de estudo
8 a 10 anos de estudo	Dummy para trabalhadores que tem entre 8 e 10 anos de estudo
11 a 14 anos de estudo	Dummy para trabalhadores que tem entre 11 e 14 anos de estudo
15 ou mais anos de estudo	Dummy para trabalhadores que tem 15 ou mais anos de estudo
Variáveis que captam discriminação	
Homem	Dummy para homens
Negro	Dummy para trabalhadores que reportaram a variável cor como preta ou parda
Variáveis que captam segmentação	
Informal	Dummy para trabalhadores que não tinham carteira assinada no atual trabalho
Metropolitano	Dummy para trabalhadores que residem em uma região metropolitana
Industria	Dummy para trabalhadores da indústria (discriminação de atividades no Apêndice A)
Comercio	Dummy para trabalhadores do comercio (discriminação de atividades no Apêndice A)
Serviços	Dummy para trabalhadores do setor de serviços (discriminação de atividades no Apêndice A)
Funcionalismo público	Dummy para trabalhadores do funcionalismo público (discriminação de atividades no Apêndice A)

Na Tabela 4 é exposto o resultado da regressão quantílica. O primeiro grupo corresponde às variáveis de idade e educação. As variáveis de idade mostram em 2002 um efeito positivo e linear sobre o valor do salário, sendo

maior para os maiores salários, quantil 0.9. Apesar de tal característica ter se mantido em 2012, vemos que independente do quantil analisado o efeito da idade se reduziu consideravelmente. Já no caso das variáveis educacionais vemos que o retorno das mesmas se reduziu entre 2002 e 2012 para todos os quantis, ou seja, os retornos de um ano adicional de escolaridade para os diferentes níveis da mesma se reduziu. Entretanto vemos uma mudança importante, os níveis baixo e intermediário de educação (1 a 3, 4 a 7 e 8 a 10 anos de estudo) passaram a ter maior poder de determinação da renda do trabalho entre os trabalhadores com menores salário (quantis 0.1 e .05) ao passo que a distância entre o retorno dos quantis 0.1 e 0.9 se reduziu para os que tem maior escolaridade (11 a 14 e 15 ou mais anos de estudo). Tal resultado indica que a variação dos retornos de escolaridade contribuiu para a redução da desigualdade visto que a redução nos retornos de um ano adicional de escolaridade foi percentualmente maior entre os trabalhadores do decil 0.9 e inclusive aumentado para alguns casos no quantil 0.1.

As variáveis que captam a discriminação, homem e negro, também reduziram seu impacto sobre o nível de salário. Os parâmetros para discriminação de gênero mostram que a discriminação tende a ser maior para os maiores salários visto que entre 2002 e 2012 o parâmetro da discriminação de gênero se reduziu percentualmente mais no quantil 0.1 que nos quantis 0.5 e 0.9. Já a discriminação racial faz com que os negros recebam menos que brancos, e assim como nas variáveis de discriminação de gênero houve uma redução nos parâmetros que foi percentualmente maior entre menores valores da distribuição salarial.

Já entre as variáveis que buscam captar a segmentação no mercado de trabalho, temos que o retorno da informalidade pouco variou entre 2002 e 2012 para os decis considerados. Chama atenção o fato de que a informalidade está associada a valores menores de salário especialmente no decil 0.1, sendo tal impacto reduzido a medida que aumenta o valor do salário. Já o impacto do trabalhador residir em uma região metropolitana se reduziu ao longo dos períodos, chegando inclusive a se tornar negativo para o decil 0.9, o que pode ser reflexo do processo da migração para cidades polo fora da região metropolitana que se intensificou ao longo dos últimos anos. Por fim, para as variáveis que indicam a existência de segmentação setorial no mercado de trabalho, tendo como base o setor de agropecuária e pesca, temos que de modo geral os retornos para os diferentes setores se reduziram ao longo do tempo. Indústria e comércio apresentaram trajetória semelhante, com redução na segmentação em todos o decis, apesar da mesma ter sido percentualmente maior entre os de menores salários. Já o setor de serviços destoa dos demais pelo fato de que entre os decis 0.1 e

0.5 apresenta valores e dinâmica semelhantes aos de comércio e indústria, com redução no valor dos parâmetros. Já entre os maiores salários, no quantil 0.9 o retorno de pertencer ao mesmo aumentou, mostrando que o setor de serviços se mostra mais desigual que os demais, com uma maior variabilidade de salários resistente à redução. O funcionalismo público é o setor no qual o valor absoluto da segmentação se mostra mais pronunciada tanto em 2002 quanto em 2012, sendo sua dinâmica semelhante àquela do setor de serviços, com redução na segmentação entre os trabalhadores de menores salários e aumento entre os que tem salários maiores, contribuindo para a resistência da desigualdade salarial no setor. Tal dinâmica fica mais clara nos gráficos que apresentam os retornos das variáveis de segmentação para cada uma das variáveis ao longo dos decis de renda.

Os gráficos 3 e 4 nos dão os resultados para 2002 e 2012 respectivamente. Vemos no primeiro que comércio, indústria e serviços apresentaram uma variação semelhante dos parâmetros ao longo dos diferentes quantis, com um retorno que permanece estável para os quantis intermediários sendo menor entre os iniciais e maior entre os de maiores salários, indicando maior discriminação nos trabalhos que pagam maiores salários. O que muda em relação aos mesmos são os valores médios em torno dos quais os gráficos variam, ou seja, o valor do parâmetro de mínimos quadrados ordinários (MQO) que é menor para comércio e serviços em relação à indústria, o que indica que o salário tende a ser maior nesta última categoria. O funcionalismo público apresenta uma dinâmica distinta, com valores mais elevados de parâmetros que nos demais setores, mas com a grande maioria dos quantis apresentando um valor menor que os de MQO, exceto entre os quantis mais elevados, cujo retorno consideravelmente maior acaba elevando o retorno na média. Tal quadro não variou muito em 2012, havendo uma redução no valor dos parâmetros que se concentrou nos menores salários, indicando que a segmentação se reduziu mais entre estes.

Tabela 3

Resultado das regressões quantílicas de log do salário do trabalho principal — 2002-2012

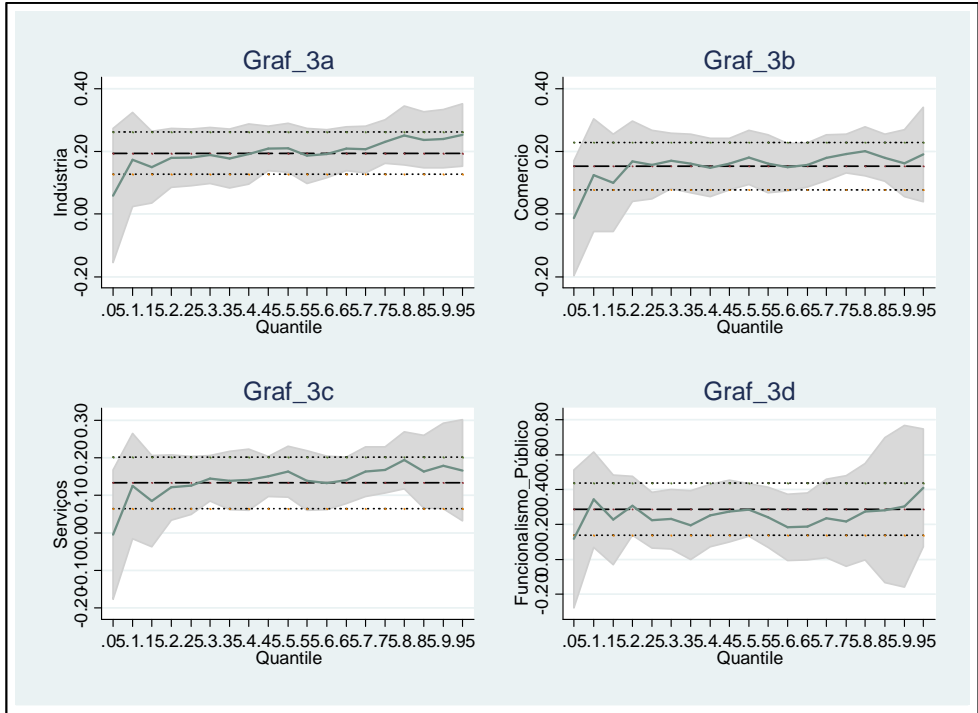
Quantil	0.1		0.5		0.9	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Idade	0.03 (0.02)	0.001 (0.01)	0.025*** (0.009)	0.009 (0.008)	0.048*** (0.01)	0.02 (0.02)
Idade^2	0 (0)	0 (0)	0*** (0)	0 (0)	0*** (0)	0 (0)
1 a 3 anos de estudo	0.036 (0.045)	0.213 (0.146)	0.124*** (0.035)	0.12*** (0.037)	0.066 (0.051)	0.033 (0.082)
4 a 7 anos de estudo	0.139* (0.057)	0.247** (0.113)	0.218*** (0.024)	0.125*** (0.033)	0.234*** (0.051)	0.09613 (0.065)
8 a 10 anos de estudo	0.319*** (0.05)	0.272** (0.12)	0.35*** (0.028)	0.226*** (0.032)	0.466*** (0.061)	0.185*** (0.067)
11 a 14 anos de estudo	0.47*** (0.051)	0.336*** (0.11)	0.573*** (0.036)	0.306*** (0.028)	0.945*** (0.068)	0.411*** (0.064)
15 ou mais anos de estudo	0.894*** (0.072)	0.668*** (0.135)	1.472*** (0.08)	1.038*** (0.051)	2.062*** (0.107)	1.597*** (0.098)
Homem	0.353*** (0.042)	0.125*** (0.025)	0.385*** (0.021)	0.292*** (0.016)	0.579*** (0.039)	0.507*** (0.028)
Negro	-0.178*** (0.038)	-0.086*** (0.026)	-0.148*** (0.019)	-0.126*** (0.016)	-0.208*** (0.037)	-0.128*** (0.026)
Informal	-0.602*** (0.034)	-0.684*** (0.047)	-0.27*** (0.013)	-0.212*** (0.01)	-0.19*** (0.03)	-0.194*** (0.046)
Metropolitano	0.081** (0.033)	0.012 (0.0198)	0.105*** (0.02)	0.016 (0.018)	0.126*** (0.027)	-0.022 (0.042)
Indústria	0.174*** (0.049)	0.095** (0.044)	0.211*** (0.027)	0.153*** (0.032)	0.24*** (0.057)	0.155** (0.072)
Comércio	0.124*** (0.043)	0.071 (0.048)	0.182*** (0.038)	0.116*** (0.041)	0.163*** (0.055)	0.152* (0.087)
Serviços	0.125* (0.066)	0.071 (0.049)	0.163*** (0.028)	0.131*** (0.039)	0.179*** (0.069)	0.227*** (0.069)
Funcionalismo Público	0.343*** (0.125)	0.215 (0.152)	0.283*** (0.056)	0.277*** (0.085)	0.304** (0.219)	0.379*** (0.115)
Intercepto	4.887*** (0.377)	6.034*** (0.212)	5.23*** (0.167)	6.135*** (0.142)	5.111*** (0.203)	6.199*** (0.415)

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNADs 2002 e 2012.

NOTA: Erros padrão entre parênteses. * significante a 10%, ** significante a 5%, *** significante a 1%.

Gráfico 1

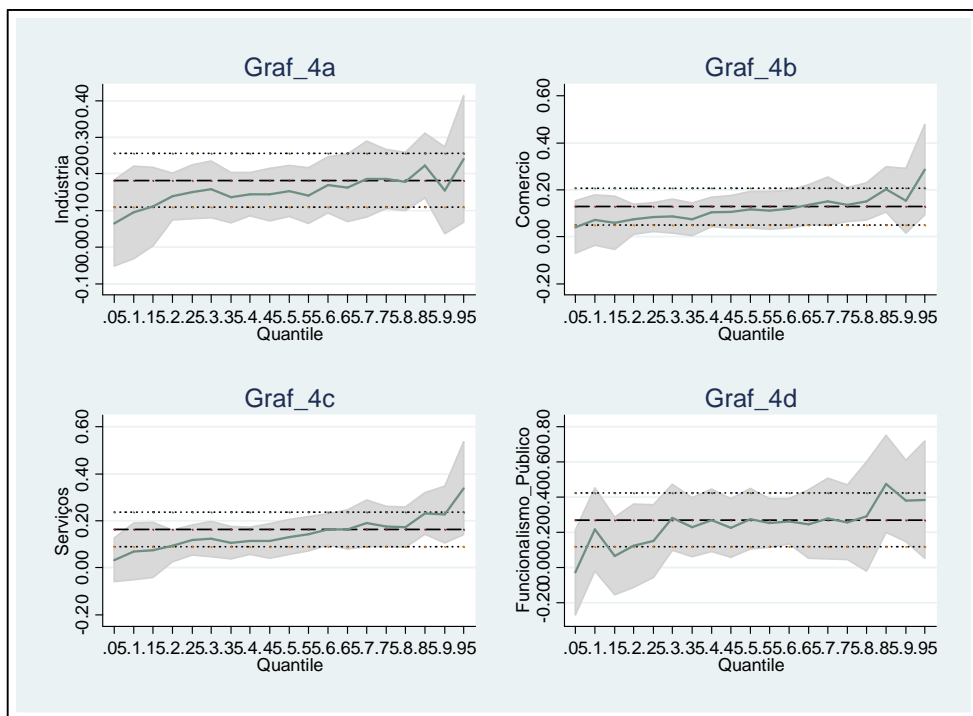
Valores dos retornos das variáveis dummy setoriais em relação ao logaritmo do rendimento do trabalho principal para o ano de 2002



FUNTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD 2002.

Gráfico 2

Valores dos retornos das variáveis dummy setoriais em relação ao logaritmo do rendimento do trabalho principal para o ano de 2012.



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD 2012.

Pelos resultados anteriores vemos que apesar de ter reduzido ao longo do tempo especialmente entre os trabalhos com os menores salários, a segmentação no mercado de trabalho é um fator a ser levado em conta para explicar a diferenciação salarial independentemente do nível salarial do empregado visto o valor positivo para todos os parâmetros. Com o objetivo de melhor captar tal efeito, fazemos então a estimação de um modelo hierárquico em três níveis. Retirando as variáveis setoriais do modelo original, o terceiro nível do modelo são os setores da economia, o segundo nível são as atividades nos quais os setores se subdividem, utilizando aqui a divisão de atividades da CNAE, e no primeiro nível temos o indivíduo, mostrando o quanto as características individuais não levadas em conta no modelo contribuem para explicar a desigualdade de renda do trabalho. Temos então na Tabela 5 os resultados do modelo hierárquico que tem como variável dependente o log do rendimento real do trabalho principal para os anos de 2002 e 2012. Pelos resultados apresentados no tocante aos efeitos aleató-

rios vemos que tanto em 2002 quanto em 2012 a variabilidade dos salários que ocorre entre setores, 2.035% em 2002 e 2.532% em 2012, é menor que a variabilidade entre atividades, 3.488% em 2002 e 6.329% em 2012, mostrando não só que a segmentação se mostra maior entre atividades que entre setores mas também que a mesma aumentou mais nessa segunda categoria. A segmentação tanto a nível setorial quanto ao nível das atividades se mostra então um fator importante a ser considerado, sendo que a soma das variabilidades que ocorrem dentro de cada uma destas categorias corresponde a 5.5 e 8.9% da variabilidade salarial total, respectivamente para os anos de 2002 e 2012.

Tal resultado se mostra aparentemente contraditório em relação àquele encontrado pela regressão quantílica, que indicava redução na segmentação. Mas os efeitos aleatórios obtidos não indicam necessariamente um aumento da segmentação. Como visto nos resultados para os efeitos fixos, quase todos os parâmetros reduziram seu valor absoluto de 2002 para 2012, o que faz com que a parcela da variabilidade salarial explicada por tais características se reduza. Sendo assim, a parcela da variabilidade salarial a ser explicada por outros parâmetros não inclusos nos efeitos fixos aumenta e, como visto na regressão quantílica, uma vez que a segmentação tendeu a uma redução percentualmente menor que as de variáveis como as de capital humano, a parcela da variabilidade entre setores e atividades tende a se elevar em relação à variabilidade total apesar da redução da segmentação ao longo do tempo.

Para entender melhor o efeito de cada parâmetro para a determinação do valor do salário, faremos, por fim, as decomposições de Fields e Yun. Na decomposição de Fields apresentada abaixo temos que as duas primeiras colunas apresentam a contribuição de cada variável para o nível de desigualdade de rendimento do trabalho nos anos de 2002 e 2012, respectivamente, ao passo que a terceira coluna nos dá o quanto cada variável contribuiu para a variação na desigualdade no período, que como visto se reduziu. É importante salientar a diferença na interpretação dos resultados em relação ao nível de desigualdade e à variação da mesma. Nas duas primeiras colunas, os parâmetros positivos indicam que a variável contribuiu para elevação na desigualdade salarial, e os parâmetros negativos se mostram importantes para a redução na desigualdade no período. Já na terceira coluna que analisa a importância dos parâmetros para a variação na desigualdade, como a mesma se reduziu entre 2002 e 2012, os parâmetros positivos indicam contribuição para a redução na desigualdade e os parâmetros negativos indicam efeito concentrador.

Tabela 4

Regressão hierárquica do log do rendimento real do trabalho principal

	2002		2012	
	Efeito fixo			
Idade	0.034***		0.013	
	(0.009)		(0.008)	
Idade^2	-0.0003***		-0.0001	
	(0.0001)		(0.0001)	
1 a 3 anos de estudo	0.107***		0.113**	
	(0.035)		(0.046)	
4 a 7 anos de estudo	0.236***		0.147***	
	(0.031)		(0.039)	
8 a 10 anos de estudo	0.372***		0.216***	
	(0.036)		(0.041)	
11 a 14 anos de estudo	0.639***		0.312***	
	(0.036)		(0.04)	
15 ou mais anos de estudo	1.481***		1.01***	
	(0.055)		(0.049)	
Homem	0.389***		0.28***	
	(0.024)		(0.021)	
Negro	-0.177***		-0.11***	
	(0.018)		(0.017)	
Informal	-0.342***		-0.303***	
	(0.019)		(0.017)	
Metropolitano	0.104***		0.011	
	(0.019)		(0.017)	
Intercepto	5.251***		6.21***	
	(0.184)		(0.167)	
Efeito aleatório				
	Componente de variância	% por nível	Componente de variância	% por nível
Nível 3: Setores da economia	0.007	2.035	0.006	2.532
Nível 2: Tipo de atividade	0.012	3.488	0.015	6.329
Nível 1: Resíduos	0.325	94.477	0.216	91.139

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD 2002 E 2012.

NOTA: Erros padrão entre parênteses. *significante a 10%, **significante a 5%, ***significante a 1%.

Pelos resultados em 2002 vemos que as variáveis de idade tiveram um efeito conjunto redutor da desigualdade para os maiores valores da mesma, efeito tal que passou a ser concentrador em 2012. Já efeito de tais variáveis na mudança na desigualdade foi concentrador, como se vê na terceira coluna. As variáveis educacionais explicam parcela considerável da desigualdade de rendimentos do trabalho tanto em 2002 quanto em 2012, se mostran-

do o conjunto de variáveis mais relevantes para tal explicação. Chamam atenção as variáveis referentes aos maiores níveis de escolaridade, que apresentam forte efeito concentrador conjuntamente. Esse resultado mostra como a desigualdade de acesso à educação, especialmente para o nível superior ainda é uma importante fonte de desigualdade salarial. A importância da educação fica ainda mais clara quando analisamos o efeito das mesmas na variação da desigualdade salarial entre 2002 e 2012. A variável 15 anos ou mais de estudo foi a que apresentou maior efeito concentrador (que nesse caso é negativo), ao passo que a variável de educação intermediária, 11 a 14 anos de estudo, apresentaram importante efeito redutor na desigualdade, o que pode ser parcialmente explicado pela relevante redução no retorno de tal variável ao longo do período.

As variáveis que captam discriminação no mercado de trabalho explicam parte considerável da desigualdade de rendimentos do trabalho tanto em 2002 quanto em 2012, cerca de 9% em ambos os períodos. Enquanto a variação da discriminação de gênero contribuiu para aumentar a desigualdade entre 2002 e 2012, a discriminação racial sofreu uma importante redução, tendo sido o efeito conjunto redutor.

Por fim, entre as variáveis que captam a segmentação no mercado de trabalho, tanto o trabalho informal (sem carteira) quanto o fato de se trabalhar em uma região metropolitana tiveram efeitos significativos na explicação do nível de desigualdade e na redução da desigualdade salarial. Das variáveis que captam a segmentação setorial, temos que apenas o setor de serviços apresentou um efeito redutor da desigualdade para ambos os anos e contribuiu para a concentração da renda do trabalho ao longo do tempo, visto o efeito negativo em um período no qual a desigualdade se reduziu. Tal efeito pode ter relação com a grande variabilidade de atividades englobadas pelo setor de serviços que faz com que ele seja mais desigual que os demais de modo que sua dinâmica não fique muito clara. Indústria e comércio contribuíram para a elevação da desigualdade nos dois períodos, tendo tal contribuição se reduzido ao longo do tempo, principalmente no comércio, o que ajuda a explicar o importante efeito redutor da desigualdade entre períodos. Já o funcionalismo público foi o que menos explicou os níveis de desigualdade e que menos contribuiu para a redução da mesma, o que tem relação com o menor número de trabalhadores neste setor se comparado com os demais.

As variáveis utilizadas na estimação abaixo não chegam a explicar a maioria do nível de desigualdade para os períodos, como pode ser visto pelos percentuais de explicação que podem ser atribuídas aos resíduos, que em ambos os períodos são próximos de 60%. Já para a variação na

desigualdade as variáveis tiveram poder explicativo maior, chegando a cerca de 55%.

Tabela 5

Decomposição de Fields da desigualdade salarial no período 2002-2012

	Sk (%)	Sk (%)	Πk (Gini) (1) (%)
	2002	2012	(2002-2012)
Idade	0.1	-0.78	3.54
Idade^2	-0.02	0.58	-2.35
1 a 3 anos de estudo	-0.81	-0.42	-2.33
4 a 7 anos de estudo	-1.76	-1.59	-2.37
8 a 10 anos de estudo	0.53	-0.85	5.91
11 a 14 anos de estudo	8.57	2.21	33.37
15 ou mais anos de estudo	14.53	19.34	-4.2
Efeito acumulado	21.15	18.47	31.58
Homem	6.17	7.19	2.22
Negro	3.06	1.82	7.93
Efeito acumulado	9.24	9.00	10.14
Informal	7.82	8.59	4.81
Metropolitano	1.13	0.1	5.09
Indústria	1.09	1.03	1.29
Comércio	0.57	0.07	2.54
Serviços	-0.56	-0.45	-0.98
Funcionalismo Público	0.29	0.29	0.28
Efeito acumulado	10.34	9.65	13.04
Resíduos	59.28	62.88	45.24

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD 2002 E 2012.

(1) Dentre os índices possíveis de serem utilizados para medir a desigualdade salarial optou-se pela utilização do índice de Gini, que apresenta peso igual para todos os valores de salário, visto que no presente trabalho não há foco em uma parcela determinada da distribuição de rendimentos.

Já com a decomposição de Yun, apresentada na Tabela 7, teremos o efeito de cada variável na variação desigualdade de renda durante o período separado entre efeito preço e efeito quantidade. O primeiro efeito consiste no quanto a variação no retorno de cada variável contribuiu para a redução na desigualdade, ao passo que o segundo efeito se refere ao quanto a variação na quantidade de unidades de cada uma das variáveis contribuiu para tal processo. Na primeira coluna temos como o efeito preço contribuiu para a variação da desigualdade no período. A segunda coluna nos dá o quanto da redução na desigualdade se deve a mudanças na quantidade das variáveis analisadas. Já a terceira coluna fornece o efeito conjunto, ou seja, a soma dos efeitos preço e quantidade. Temos que, de forma geral, o efeito preço foi desconcentrador, ou seja, a variação do retorno nas variáveis ana-

lisadas teve um efeito conjunto de redução da desigualdade salarial. Chama atenção o resultado para a variável referente aos maiores níveis de educação, que apresentou forte efeito desconcentrador no período, assim como as variáveis que captam um efeito discriminatório (Homem e Negro) e a de informalidade. Entre os setores da economia, vemos que o retorno salarial do pertencimento aos diferentes setores teve um efeito redutor para quase todos os mesmos, tendo tido efeito concentrador para o setor de serviços, o que já era de se esperar pois, como visto nos resultados da regressão quantílica, o retorno do pertencimento ao setor de serviços se reduziu mais entre os de baixo salário que entre os de salários elevados.

Por fim os resultados para o efeito quantidade tiveram ou um efeito concentrador de desigualdade ou um baixo efeito redutor. Entre as variáveis educacionais vemos que a variação na quantidade de anos de estudo entre os dois primeiros níveis educacionais permitiu reduzir a desigualdade, mas os maiores níveis educacionais ainda se mostram um diferencial que gera aumento na desigualdade salarial. As variáveis de discriminação apresentam efeito pró desigualdade assim como a que capta informalidade. Chama atenção o efeito da variável utilizada para regiões metropolitanas, mostrando que tanto o retorno de se trabalhar em tais regiões como a variação no número de trabalhadores que fazem parte da mesma contribuíram para a redução na desigualdade. Já para as variáveis setoriais, apenas a variação no número de trabalhadores nos setores de comércio e serviços apresentaram efeito redutor na desigualdade salarial. Comparando tais resultados com os encontrados por Silva (2014), trabalho no qual se faz as decomposições de Fields (2003) e Yun (2006), teremos que o sentido da contribuição das variáveis analisadas é semelhante, com diferenças nos valores devido às diferentes variáveis utilizadas. O efeito total, portanto, se mostra redutor da desigualdade para a maioria das variáveis utilizadas, exceto para o termo quadrático da idade, os anos iniciais de escolaridade e o pertencimento ao setor de serviços. Entre as variáveis que apresentam efeito total desconcentrador chama atenção o efeito elevado dos valores intermediários de escolaridade assim como o baixo efeito de pertencimento ao funcionalismo público, variável que teve o menor efeito desconcentrador entre as analisadas. O efeito residual, como pode ser visto, é pequeno, de modo que as variáveis utilizadas explicam a grande maioria da variação da desigualdade na decomposição de Yun.

Tabela 6

Decomposição de Yun da desigualdade salarial — 2002-2012

	Efeito preço	Efeito quantidade	Efeito total
Idade	1.53	-2.18	-0.65
Idade ²	-1.15	1.58	0.43
1 a 3 anos de estudo	0.63	-0.15	0.49
4 a 7 anos de estudo	3.04	-2.47	0.57
8 a 10 anos de estudo	1.62	-2.73	-1.12
11 a 14 anos de estudo	-7.21	0.48	-6.73
15 ou mais anos de estudo	-25.38	25.02	-0.36
Homem	-7.07	6.19	-0.88
Negro	-3.01	1.33	-1.68
Informal	-8.41	6.93	-1.48
Metropolitano	-0.96	-0.05	-1.01
Indústria	-0.79	0.47	-0.32
Comércio	-0.37	-0.13	-0.51
Serviços	0.39	-0.17	0.22
Funcionalismo Público	-0.32	0.24	-0.07
Efeito acumulado	-47.46	34.36	-13.1
Efeito residual			-0.09

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD 2002 E 2012.

4 Conclusão

Sendo a renda do trabalho a principal fonte de renda da maioria dos agentes temos a redução da desigualdade na mesma como principal determinante para a redução na desigualdade de renda total. Dentre os fatores que contribuem para que haja maior resistência à queda na desigualdade salarial está a segmentação do mercado de trabalho, mas os resultados indicam que a mesma vem perdendo força ao longo do tempo. Pelos resultados da regressão quantílica inferimos que, entre 2002 e 2012, apesar da segmentação setorial ter sofrido redução ao longo de toda distribuição salarial, a mesma foi maior entre os trabalhadores com menores salários. Apesar de tal redução da segmentação, os resultados do modelo hierárquico mostraram que tanto a variabilidade dos salários que ocorrem entre setores quanto entre atividades aumentou ao longo do tempo. A decomposição de Fields (2006) mostra que a variabilidade nos retornos do pertencimento aos diferentes setores teve um importante efeito conjunto para a redução na desigualdade de rendimentos do trabalho no período, tendo apenas o setor de serviços contribuído para o aumento na desigualdade. Por fim, a decomposição de Yun (2006) mostra que, no geral, o efeito preço se mostrou des-

concentrador e o efeito quantidade concentrador de renda. Tal padrão se repetiu para as variáveis setoriais, novamente com a exceção do setor de serviços que teve ambos os efeitos concentradores, sendo o único a ter um efeito total concentrador, e do comércio cuja variação no retorno teve também um efeito concentrador.

Apêndice

Tabela A.1

Divisão setorial das atividades da Comissão Nacional de Classificação (CNAE 1.0)

SETORES DA ECONOMIA	ATIVIDADES
Agricultura e pesca	Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal Pesca
Indústria	Indústrias extrativas Indústrias de transformação Produção e distribuição de eletricidade, gas e agua Construção
Comércio	Comércio; reparação de veículos automotores, objetos pessoais e domésticos
Serviços	Alojamento e alimentação Transporte, armazenagem e comunicações Intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados Atividades imobiliárias, aluguéis e serviços prestados as empresas Educação Saúde e serviços sociais Outros serviços coletivos, sociais e pessoais Serviços domésticos Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais
Funcionalismo público	Administração pública, defesa e seguridade social

FONTE DOS DADOS BRUTOS: CNAE 1.0.

Referências

CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. (2005a). Linear Models. In:_____. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005. p. 65-115.

_____. (2005b). Linear Panel Models: Extensions. In:_____. **Micro-econometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005. p. 743-778.

CUNHA, M. S. ; VASCONCELOS, Marcos R. Diferenciais de salários inter-setoriais no mercado de trabalho paranaense. **Revista de Economia** (Curitiba), v. 37, p. 31-52, 2011.

FIELDS, G. S. Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States. **Research in Labour Economics**, vol. 22, p. 1-38, 2003.

JAKŠTIENĖ, S. (2010). **Labour market segmentation**: Theoretical aspects. *Ekonomika ir vadyba: Aktualijos ir perspektyvos*. 2010. 4 (20). 53-63.

JUHN, C.; MURPHY, K. M., & PIERCE, B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. **Journal of Political Economy**, v.113 p. 410-442, 1993.

MACHADO, José A. F. MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics** 20(4), p. 445-65. Março de 2005.

MILL, John Stuart (1885) **Principles of Political Economy**.

MONTE, P. A.; GONCALVES, M. F. **A importância da experiência profissional na admissão e na disparidade salarial**: Um estudo para o mercado de trabalho formal do Nordeste. *Economia e Desenvolvimento* (Recife), v. 10, p. 131-168, 2011.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 62 , p. 693-709. 1973.

PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F. D.; Feijó, J. R. **Mudanças no mercado de trabalho e o papel da educação na queda de desigualdade salarial nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil**. In: 40 Encontro Nacional de Economia, 2012, Porto de Galinhas-PE. 40 Encontro Nacional de Economia - Área 12 - Economia do Trabalho, 2012.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S.; PINHO NETO, V. R. **Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2001- 2012**. In: XIX Encontro Regional de Economia, 2014, Fortaleza. XIX Encontro Regional de Economia, 2014.

SMITH, A., Cannan, E. (Eds). (1904). *Wealth of Nations*. London: Methuen & Co., Ltd. 5th edition. Available online at: <<http://homepage.newschool.edu/het>>.

SMITH, S. (2003). **Labour Economics**. London: Routledge.

SOUZA, P. F. L. **A importância da discriminação nas diferenças salariais: uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009.** 2011. 98 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Curso de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal do Ceará. Fortaleza. 2011.

YUN, M. Earnings Inequality in USA, 1969-99: Comparing Inequality Using Earnings Equations. **Review of Income and Wealth**, S.52, n.1, pg. 127–144. March, 2006.