

INVESTIMENTO EM CAPITAL HUMANO E RETORNOS DA EDUCAÇÃO NOS MERCADOS DE TRABALHO BRASILEIROS, 1991/2010

Mariana Farias Neves¹
Ana Carolina da Cruz Lima²

RESUMO

O aumento dos rendimentos obtidos pela população brasileira no período pós-1995 e a recente queda na desigualdade de renda viabilizaram a emergência socioeconômica de parcela significativa de indivíduos que passou a integrar um grupo específico, caracterizado como nova classe média. Esse processo está diretamente relacionado à diminuição da segmentação nos mercados de trabalho e ao aumento da escolaridade média. Nessa perspectiva, o objetivo do artigo é estimar os retornos da educação para trabalhadores do sexo masculino e feminino no Brasil no período 1991/2010, identificando a contribuição do investimento em capital humano para a determinação salarial e, conseqüentemente, para a ascensão socioeconômica. Para sua consecução são aplicados modelos de regressão quantílica aos microdados dos Censos Demográficos, que permitirão ressaltar as heterogeneidades existentes dentro destes grupos. Os principais resultados dos modelos evidenciam que os retornos da educação são extremamente elevados no Brasil e diferem significativamente ao longo da distribuição salarial das amostras analisadas.

Palavras-chave: Investimento em Capital Humano; Retorno da Educação; Regressões Quantílicas.

HUMAN CAPITAL INVESTMENT AND RETURNS TO EDUCATION IN BRAZILIAN LABOUR MARKETS, 1991/2010

ABSTRACT

The increase in income in Brazil after 1995 and the recent reduction of income inequality has provoked the emergence of a social group, characterized as a new middle class. This process is related to the reduction of wage differentials by sex and color in labor markets and to the increase in average schooling. In this perspective, the aim of this article is to estimate the returns to education for male and female workers in Brazil in the period 1991/2010. We also intend to identify the contribution of investment in human capital to wage determination and, consequently, to socio-economic improvements. Quantile regressions are estimated, using microdata from Brazilian Demographic Census, to measure the returns of education and to identify the heterogeneity within this group of individuals. The main results of the models show that the returns to education are extremely high in Brazil and differ significantly along the wage distribution of the samples.

Keywords: Human Capital Investment; Returns to Education; Quantile Regressions.

JEL: I26, C21, J24

¹ Mestre em Ciências Econômicas – PPGCE/UERJ. E-mail: marifneves@gmail.com

² Doutora em Ciências Econômicas – CEDEPLAR/UFMG. Professora Adjunta dos Programas de Graduação e Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UERJ (PPGCE/FCE/UERJ). E-mail: ana_carolinacl@yahoo.com



1 INTRODUÇÃO

A primeira década dos anos 2000 foi marcada por dois fatores socioeconômicos que atingiram diversos países em desenvolvimento, inclusive o Brasil. O primeiro foi o significativo aumento de renda domiciliar média, principalmente entre a população mais pobre, permitindo a sua ultrapassagem da linha da pobreza (BARROS et al., 2007). O segundo fator foi a redução da desigualdade de renda, com um aumento dos rendimentos dos mais ricos em menor proporção em comparação à elevação da renda dos mais pobres (BARROS et al., 2006)³. Essa parcela significativa de pessoas pobres que ascendeu socialmente passou a integrar um grupo específico, que alguns estudiosos definem como nova classe média (NERI, 2011).

O processo de ascensão socioeconômica desse grupo está diretamente relacionado à alterações nos mercados de trabalho nacionais (diminuição da segmentação por cor e sexo e valorização do salário mínimo) e ao aumento da escolaridade média a partir dos anos 1990, visto que a educação é um dos principais componentes da determinação salarial (BARROS et al., 2006; BARBOSA FILHO; PESSÔA, 2008; ARABSHEIBANI; CARNEIRO; HENLEY, 2013). O investimento em educação caracteriza-se, assim, como um importante instrumento de combate à exclusão dos mercados de trabalho e, conseqüentemente, à pobreza. Dada a expressiva heterogeneidade de renda e oportunidades no país, é interessante observar as particularidades educacionais de indivíduos pertencentes a diferentes estratos de renda: a escolaridade média aumentou de forma generalizada no país? Os retornos salariais da educação são homogêneos ao longo da distribuição de renda?

Nesta perspectiva, pretende-se estimar os retornos da educação nos mercados de trabalho brasileiros no período 1991-2010 por quantis da distribuição de renda, com o objetivo de analisar a contribuição do investimento em capital humano para a determinação salarial, identificando as principais tendências na evolução desses retornos. Para sua consecução, são estimados modelos de regressão quantílica, o que permite ressaltar a heterogeneidade existente na

³ É importante ressaltar que essa tendência de redução da desigualdade arrefeceu no período pós-crise econômica de 2008, conforme ressaltam Barros et al. (2010). Além disso, Medeiros e Souza (2016) analisam dados amostrais do IBGE (PNAD) em conjunto com dados sobre o Imposto de Renda da Pessoa Física e evidenciam a estabilidade da desigualdade de renda no Brasil no período 2006-2012.

amostra. A base de dados utilizada é construída a partir dos Censos Demográficos, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1991, 2000 e 2010.

O artigo possui três seções, além desta introdução. A primeira seção realiza uma breve revisão da literatura sobre o investimento em educação de acordo com a Teoria do Capital Humano e os trabalhos realizados para o Brasil sobre retornos da educação. A seção 02 descreve as características da base de dados e da metodologia utilizada. Na terceira seção é realizada a análise descritiva dos dados e são estimados modelos mincerianos para o retorno da educação. Em seguida, são realizadas as considerações finais.

2 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO E O PRÊMIO DA EDUCAÇÃO NO BRASIL

Na teoria do investimento, o capital humano é considerado um dos fatores fundamentais para a determinação dos rendimentos individuais. Becker (1962) analisa as atividades que influenciam a renda real futura dos indivíduos por intermédio da incorporação de recursos, como, por exemplo, treinamento, escolaridade e cuidados médicos, bem como os impactos diferenciados desses investimentos sobre a produtividade, a renda, o consumo, etc. O autor ressalta três tipos principais de investimento em capital humano: o treinamento no emprego (geral ou específico) ⁴, o investimento em educação e os cuidados com a saúde física e mental do trabalhador.

Em relação ao investimento em educação, Becker (1962) evidencia a existência de custos diretos e indiretos. O custo indireto de escolaridade é a diferença entre o que o indivíduo ganharia se estivesse trabalhando ao invés de estar estudando e o rendimento que realmente ganha. Os custos diretos são aqueles que incorrem de despesas com o estudo, como mensalidade escolar, livros, material didático, transporte, alojamento, etc. A escolaridade aumenta o *locus* idade-salário, introduz uma relação negativa entre a renda permanente e a renda real de pessoas jovens e permite a depreciação do capital humano.

As derivações das relações entre rendimentos, custo de investimento em capital humano e taxa de retorno permitem identificar a variação no retorno salarial

⁴ O treinamento no emprego impõe custos para trabalhadores e firmas. Logo, as firmas fornecem esse treinamento apenas se ele aumenta a receita ou reduz os gastos futuros.

provocada por uma mudança no montante investido. Se o investimento é restrito a um único período, o custo e a taxa de retorno são determinados pelos rendimentos líquidos. Porém, se o investimento em capital humano é distribuído em muitos períodos, a análise deve ser generalizada para cobrir todo o investimento. Ressalta-se que não é necessário conhecer o período de investimento para estimar seus custos e retornos, pois esses investimentos podem ser estimados a partir de informações sobre os rendimentos líquidos: os períodos de rendimentos mais baixos em geral referem-se às etapas de realização do investimento em educação; os períodos de rendimentos mais altos são aqueles em que se obtêm os retornos desse investimento.

Becker (1962) evidencia que a quantidade investida em capital humano não é a homogênea entre os indivíduos e depende de sua taxa de retorno. Uma pessoa que recebe uma taxa marginal de retorno alta tem maior incentivo a investir do que outras e, simultaneamente, indivíduos mais capacitados possuem taxas de investimento em capital humano mais elevadas do que indivíduos não capacitados. Assim, é possível verificar uma correlação positiva entre capacidade e investimento em capital humano. Por fim, o autor salienta que a dinâmica dos investimentos em capacitação e educação dificilmente pode ser estudada de forma isolada, pois rendimentos altos tendem a significar maior probabilidade de inserção em ambientes mais prósperos.

2.1 Os retornos da educação nos mercados de trabalho brasileiros

Uma vez identificada a importância teórica do investimento em capital humano para a composição salarial dos indivíduos, é fundamental analisar a magnitude destas contribuições. Mais especificamente, a identificação dos principais determinantes salariais é uma etapa decisiva para demonstrar o efetivo retorno do capital humano para a renda do trabalho. Mincer (1974) elaborou um modelo de determinação salarial, a equação de salários *minceriana*. Essa equação permite controlar o efeito das características observáveis e não observáveis dos indivíduos sobre os salários, evidenciando que a escolaridade e a experiência são componentes do investimento individual em capital humano que explicam os salários. O retorno (prêmio) da educação é, assim, o ganho salarial proporcionado por cada ano adicional de escolaridade para o trabalhador.

No caso do Brasil, país no qual o nível educacional dos indivíduos é um importante fator de diferenciação salarial e ocupacional (BARROS et al., 2007), diversos estudos analisam essa problemática. Leal e Werlang (1991) analisam as taxas de retorno da educação no Brasil no período de 1976 a 1989, utilizando uma equação *minceriana* com dados da PNAD. A amostra consiste em homens residentes nas regiões metropolitanas. Os autores evidenciam retornos da educação extremamente elevados para o período e crescentes ao longo dos anos para níveis de educação mais elevados.

Soares e Gonzaga (1997) utilizam dados da PNAD 1988 para analisar a existência de segmentação e dualidade nos mercados de trabalho brasileiros entre os setores primário (possibilidade reduzida de ascensão de carreira, postos de trabalho menos exigentes em relação ao capital humano) e secundário (possibilidades de ascensão de carreira e mais intensivo em capital humano). Os resultados dos modelos estimados indicam que a educação apresentou altos retornos salariais no período, sendo mais expressivos no segundo caso, e a inexistência de dualidade nos mercados de trabalho.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) utilizam diversos métodos para investigar a existência de viés para o retorno da escolaridade no Brasil no período 1992-1999: o estimador de Heckman, a metodologia de Garen e a metodologia de pseudo-painel. Os resultados desses modelos são comparados com os resultados obtidos pelo método de mínimos quadrados. Utilizando dados da PNAD para indivíduos do sexo masculino no período indicado, os autores identificaram efeitos positivos da escolaridade sobre os salários, assim como uma variação expressiva desses retornos de acordo com o nível de escolaridade individual, sendo menos expressivos para baixos níveis de educação. Além disso, foi possível identificar a existência de endogeneidade na obtenção da escolaridade e a presença de viés de seleção.

Em uma abordagem distinta, Barbosa Filho e Pessôa (2008) avaliam a evolução da taxa interna de retorno (TIR) da educação no Brasil entre 1980 e 2004. Ao utilizar dados da PNAD e do Inep (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira), os autores identificam que os retornos da educação são extremamente elevados no período. Ressaltam, inclusive, o “efeito diploma”, ou seja, evidenciam que os retornos são maiores nos anos em que um indivíduo

encerra um ciclo educacional. Apesar das elevadas taxas de retorno obtidas, os modelos demonstram a diminuição das mesmas para os diferentes ciclos educacionais ao longo do período, o que pode ser resultado da crescente ampliação da rede de ensino, pública e privada, no Brasil observada pós-1995.

O aumento da participação das mulheres nos mercados de trabalho e as disparidades de renda existentes entre os gêneros estimularam a realização de estudos específicos sobre o tema. Maciel, Campêlo e Raposo (2001) utilizam dados da PNAD para mensurar os retornos da educação das mulheres entre 1992 e 1999. Regressões quantílicas são estimadas para analisar a distribuição condicional de salários. Os resultados dos modelos evidenciam que o retorno da educação é bastante heterogêneo ao longo da distribuição condicional do salário no período analisado, assim como a existência de retornos mais expressivos nos quantis mais elevados da distribuição. Em relação aos níveis de educação, identifica-se que as mulheres que possuíam até o ensino fundamental (08 anos de estudo) tiveram uma redução do retorno entre 1992 e 1999, em contrapartida, mulheres pertencentes aos grupos de escolaridade mais elevados, ensino médio (11 anos de estudo) e ensino superior (15 anos ou mais), o retorno aumentou. Estudo realizado por Coelho, Veszteg e Soares (2010), utilizando dados da PNAD 2007, corrobora essa análise, evidenciando inclusive os diferenciais raciais.

De forma geral, os trabalhos analisados evidenciam que o investimento em educação no Brasil possui elevadas taxas de retorno. Todavia, é preciso salientar que o aumento da escolaridade média brasileira nos últimos anos tem tornado o retorno da educação menos expressivo, conforme evidenciam Tavares e Menezes-Filho (2008). Em outras palavras, apesar da educação continuar a ser um importante fator de diferenciação salarial no Brasil, este potencial tende a diminuir a partir do momento em que há um aumento generalizado do investimento em educação no país. Além disso, os autores identificam uma diferenciação nos retornos da educação para grupos de indivíduos com características específicas, como homens, brancos e de elevada escolaridade. É justamente neste aspecto que se pretende avançar neste artigo, ao focar a análise dos retornos da educação em grupos específicos de indivíduos. O objetivo é identificar eventuais desigualdades do prêmio educacional para homens e mulheres em diferentes quantis da distribuição da renda do trabalho no país no período 1991/2010, evidenciando a

heterogeneidade existente nos mercados de trabalho brasileiros e as principais tendências na evolução desses retornos.

2 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Barros et al. (2006 e 2010) evidenciam que houve uma redução dos níveis de pobreza e desigualdade no Brasil no período pós-1995, estimulada pela retomada do crescimento econômico, pela valorização do salário mínimo e por políticas de transferência de renda. Esses eventos foram corroborados pelo aumento da escolaridade média no país, fator que possui impactos positivos para a elevação da renda do trabalho (TAVARES; MENEZES-FILHO, 2008).

Nessa perspectiva e na tentativa de enriquecer a análise dos retornos da educação entre diferentes estratos de renda, o artigo utilizará métodos de regressão quantílica para verificar a existência de heterogeneidade do prêmio salarial no Brasil. A ideia subjacente é realizar uma análise complementar aos estudos mais amplos sobre o investimento em capital humano, ressaltando as especificidades do prêmio educacional entre indivíduos pertencentes a diferentes quantis da distribuição de renda (do trabalho) no Brasil.

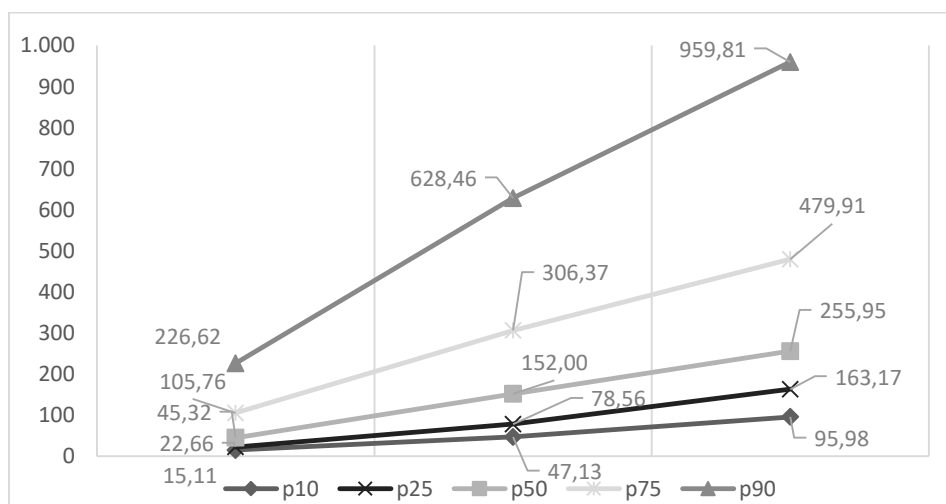
A base de dados utilizada foi construída a partir dos microdados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010, realizados pelo IBGE, cuja abrangência territorial (municipal), setorial (atividades formais e informais) e amostral é extremamente ampla.

Considerando o objetivo proposto e para garantir uma homogeneidade mínima ao perfil da amostra selecionada, o que facilitará a interpretação e a mensuração dos retornos efetivos da educação, foram realizados os seguintes recortes na base de dados: (a) exclusão de domicílios improvisados e coletivos; (b) os modelos serão estimados apenas para os chefes de domicílios, cuja probabilidade de inatividade tende a ser menos expressiva; (c) exclusão de indivíduos menores de 10 anos de idade; (d) exclusão de indivíduos que não possuem informações sobre os rendimentos do trabalho; e (e) exclusão de observações com informações ignoradas sobre escolaridade e cor.

A amostra foi dividida em dois grupos: homens e mulheres. Essa divisão ocorre devido às peculiaridades existentes entre os dois segmentos, para os quais os níveis de escolaridade e de renda diferem significativamente⁵.

Os gráficos 1 e 2 demonstram a evolução do rendimento do trabalho principal por quantis da distribuição de renda no Brasil entre 1991 e 2010 para homens e mulheres, respectivamente. Observa-se para todos os anos e em todos os grupos o aumento da renda do trabalho principal, com expansão mais expressiva para os indivíduos pertencentes aos quantis mais elevados da distribuição. O rendimento dos indivíduos pertencentes ao grupo dos 10% mais ricos é aproximadamente 10 vezes maior do que o rendimento do trabalho dos 10% mais pobres.

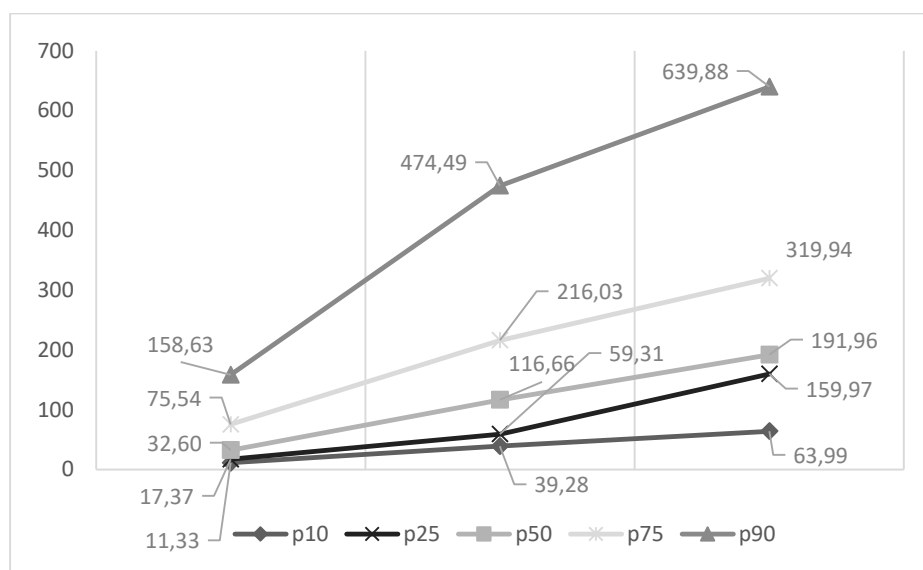
Gráfico 1 - Rendimento do trabalho principal (homens) por quantis da distribuição de renda (Brasil, 1991/2010)



Fonte: os autores a partir dos microdados dos Censos Demográficos/IBGE.
(*) R\$ 2017

⁵ Ao trabalhar com amostras separadas e mais homogêneas, será possível captar de forma mais precisa os efeitos específicos da qualificação individual (aumento da escolaridade) sobre os salários dos grupos de indivíduos analisados.

Gráfico 2 - Rendimento do trabalho principal (mulheres) por quantis da distribuição de renda (Brasil, 1991/2010)



Fonte: os autores a partir dos microdados dos Censos Demográficos/IBGE.
 (*) R\$ 2017

Durante todo o período e para todos os quantis, o rendimento do trabalho principal dos homens é superior ao das mulheres, o que evidencia a necessidade de estimar os retornos da educação separadamente para esses grupos (minimizar viés de estimação provocado pela segmentação por sexo nos mercados de trabalho).

2.2 Modelo Minceriano de Determinação Salarial e o Método de Regressão Quantílico

A equação de Mincer analisa os efeitos da educação e da experiência nos salários dos trabalhadores. Mais especificamente, a estimação da equação de determinação salarial minceriana permitirá analisar em que medida o aumento da escolaridade média no Brasil, observado ao longo do período em estudo, tem favorecido o rendimento do trabalho individual, e conseqüentemente, sua contribuição para a recente queda da desigualdade nacional, conforme verificado por Barros et al. (2010). A equação de determinação salarial é representada pela fórmula a seguir, cujas variáveis estão descritas no quadro 01:

$$\ln\left(\frac{\text{salario}}{\text{hora}}\right) = \beta_1 + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{idade}_i^2 + \beta_4 \text{branco}_i + \beta_5 \text{escol_8a10}_i + \beta_6 \text{escol_11a14}_i \\ + \beta_7 \text{escol_15}_i + \beta_8 \text{formal}_i + \beta_9 \text{metropolitana}_i + \beta_{10} \text{sp}_i + \beta_{11} \text{dirigente}_i \\ + \beta_{12} \text{ciencia_arte}_i + \beta_{13} \text{tec_medio}_i + \beta_{14} \text{serv_adm}_i + \beta_{15} \text{serviços}_i + \beta_{16} \text{vendedores}_i \\ + \beta_{17} \text{agrícola}_i + \beta_{18} \text{prod_rep_man}_i + \beta_{19} \text{forças_armadas}_i + \varepsilon_i$$

Quadro 01 - Variáveis do modelo de determinação salarial

Variável dependente		
Variável	Nome	Descrição
ln_rend_hr	Logaritmo do salário-hora	Logaritmo do salário-hora dos chefes do domicílio.
Variáveis independentes		
Variável	Nome	Descrição
idade	Idade	Idade em anos.
idade2	Experiência profissional	<i>Dummy</i> para experiência profissional. Mede o efeito quadrático da idade sobre os rendimentos.
branco	Branco	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo é branco e 0 caso contrário.
escol_0a7	Grupo de escolaridade entre 00 e 07 anos de estudo	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo pertence ao grupo de escolaridade de 0 a 7 anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_8a10	Grupo de escolaridade entre 08 e 10 anos de estudo	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo pertence ao grupo de escolaridade de 8 a 10 anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_11a14	Grupo de escolaridade entre 11 e 14 anos de estudo	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo pertence ao grupo de escolaridade de 11 a 14 anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_15	Grupo de escolaridade de 15 ou mais anos de estudo	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo pertence ao grupo de escolaridade de 15 anos de estudo ou mais e 0 caso contrário.
formal	Trabalho formal	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo possui trabalho com CTPS assinada e 0 caso contrário.
dirigentes	Dirigentes em geral	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
ciencia_arte	Profissionais das ciências e das artes	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
tec_medio	Técnicos de nível médio	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
serv_adm	Trabalhadores de serviços administrativos	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
servicos	Trabalhadores dos serviços	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
vendedores	Vendedores e prestadores dos serviços do comércio	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
agrícola	Trabalhadores agrícolas	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
prod_rep_man	Trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
forças_armadas	Membros das forças armadas e auxiliares	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
outras_ocup	Ocupações elementares e mal definidas	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para indivíduo que possuem essa ocupação e 0 caso contrário.
metropolitana	Área metropolitana	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para residência em área metropolitana e 0 caso contrário.
sp	São Paulo	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para residência no estado de São Paulo e 0 caso contrário.

Fonte: os autores a partir dos microdados dos Censos Demográficos/IBGE.

Os parâmetros do modelo serão estimados por intermédio do método de regressão quantílica, proposto por Koenker e Basset (1978). Entre as vantagens do uso do método, que pode ser uma ferramenta alternativa ou mesmo complementar aos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estão a robustez mesmo quando não há normalidade dos erros e na presença de *outliers* na variável dependente e a capacidade de estimar bons parâmetros mesmo na presença de heterocedasticidade. Além disso, o método consegue estimar os efeitos das variáveis explicativas em diversos pontos da distribuição e não apenas na média condicionada da variável explicada.

A aplicação do método de regressão quantílica ocorre em diversas áreas, como, por exemplo, a mensuração dos retornos educacionais. Buchinsky (1995) utiliza o método para analisar as mudanças do retorno da educação e da experiência profissional em diferentes pontos da distribuição de salários dos trabalhadores no Estados Unidos entre 1963 e 1987. O autor observa que os retornos diferem entre os quantis da distribuição salarial, bem como dentro dos quantis de acordo com o nível de educação individual. No caso do Brasil, Maciel, Campêlo e Raposo (2001) analisam os retornos educacionais das mulheres no período 1992-1999 e verificam uma expansão dos mesmos para mulheres mais escolarizadas e uma queda para as menos escolarizadas, além de comprovarem a heterogeneidade existente nos retornos da educação ao longo da distribuição de salários. Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003) utilizam regressões quantílicas para analisar os retornos do capital humano para os anos de 1988, 1992 e 1998. Os resultados evidenciam uma desigualdade crescente nas taxas de retorno da educação, sendo mais altas no topo da distribuição salarial (o retorno médio varia entre 7% e 26% no período). Mais recentemente, Machado, Oliveira e Antigo (2008) estimam regressões quantílicas para investigar o prêmio educacional nos setores formal e informal em áreas urbanas entre 1992, 1998 e 2004. Os resultados indicam retornos mais elevados para indivíduos ocupados no setor informal, incluindo trabalhadores por conta própria, nos quantis mais baixos da distribuição e uma tendência crescente no período.

O artigo pretende contribuir para a análise dessa problemática ao analisar a existência (ou não) de heterogeneidade nos retornos da educação ao longo da

distribuição de rendimento do trabalho principal dos chefes de domicílios no Brasil entre 1991 e 2010.

3 OS RETORNOS DA EDUCAÇÃO NO BRASIL ENTRE 1991 E 2010

Como salientado anteriormente, a educação possui um retorno expressivo para os rendimentos dos indivíduos: à medida que aumentam os anos de escolaridade, maiores as chances de se obter um salário mais alto. Para mensurar os retornos da educação no Brasil serão estimados modelos empíricos de regressão quantílica para cada grupo de análise (homens e mulheres), utilizando as variáveis descritas na seção 2.1.

Para contextualizar a discussão, é interessante observar algumas características da amostra selecionada para o estudo. A Tabela 1 apresenta a composição amostral por sexo.

Tabela 1 - Composição amostral por sexo

	1991	2000	2010
Homens	2.756.116	2.935.417	2.771.039
Mulheres	294.669	521.924	997.832

Fonte: os autores a partir dos microdados dos Censos Demográficos/IBGE.

A análise descritiva de algumas variáveis independentes dos modelos demonstra que a idade média para as amostras masculina e feminina é aproximadamente igual a 40 anos durante todo o período analisado, todavia, é interessante observar que no quantil 10 da distribuição amostral, ou seja, na parte inferior da distribuição, prevalece uma idade aproximada de 26 anos tanto para homens quanto para as mulheres. Na parte superior da distribuição, representada pelo quantil 90, a idade média aproxima-se dos 60 anos. Em relação ao nível educacional, homens e mulheres tiveram um incremento da escolaridade média entre 1991 e 2010 e os valores para as mulheres são mais elevados do que os observados para os homens (em 2010 respectivamente, 8,25 e 6,83 anos de estudo).

Os rendimentos médios do trabalho principal dos indivíduos do sexo masculino em valores de 2017 são iguais a R\$ 102,84 em 1991, R\$ 317,21 em 2000 e R\$ 472,62 em 2010; para as mulheres, os valores são, respectivamente, R\$ 72,95, R\$ 229,79 e R\$ 330,94. Em todos os anos e para ambos os sexos, a mediana é

muito inferior à média. Essa observação evidencia que a estimação pelo método de regressão quantílica é adequada para a problemática proposta, uma vez que o mesmo permitirá mensurar os retornos da educação em diversos pontos da distribuição da renda. Assim, para analisar a heterogeneidade existente nos retornos da educação serão analisados os quantis 0,10 (percentil 10%), 0,25 (*lower quartile*), 0,50 (mediana), 0,75 (*upper quartile*) e 0,90 (percentil 90%) da distribuição de renda⁶.

3.1 O Prêmio Educacional dos Trabalhadores (Homens)

Os resultados das estimações dos modelos de regressão quantílica de determinação salarial para trabalhadores do sexo masculino podem ser observados na tabela 02. A análise permite identificar os retornos proporcionados pelos principais determinantes salariais no período 1991/2010, com ênfase nos impactos do investimento em capital humano (aumento da escolaridade) sobre os rendimentos dos trabalhadores.

Em relação à idade, é possível observar, para todos os anos e quantis analisados, retornos positivos, todavia, pouco expressivos (inferiores a 5%) para os rendimentos dos chefes dos domicílios. Este resultado evidencia que, uma vez estabelecidas determinadas características produtivas e não produtivas dos indivíduos, a influência do envelhecimento sobre os salários é praticamente nula.

O retorno salarial dos indivíduos que se declararam brancos é positivo, demonstrando que os mesmos possuem salários maiores em comparação aos indivíduos que se declararam pretos e pardos. É importante observar que conforme aumentam os quantis, maior é o retorno. Em outras palavras, homens brancos pertencentes aos primeiros quantis da distribuição salarial possuem retorno da educação menor do que os que indivíduos brancos que possuem rendimentos mais elevados. Esses resultados evidenciam que a disparidade do retorno por cor é um pouco mais expressiva entre os indivíduos pertencentes aos subgrupos de renda mais elevados. Vale salientar que a análise demonstra uma redução dos retornos

⁶ O modelo também foi estimado por MQO e seus resultados foram comparados aos valores obtidos a partir da estimação por regressão quantílica na mediana. Não há diferenças significativas em suas porcentagens, o que corrobora a robustez do método adotado no artigo.

por cor nos anos mais recentes (pós-2000)⁷. Por exemplo, em 1991, o retorno para os homens brancos pertencentes ao Q10 da distribuição salarial era igual a 17,4%, 23,1% em 2000 e em 2010, 16,0%; no Q90, os valores observados são, respectivamente, 26,1%, 27,5% e 18,3%. Essa redução do retorno salarial por cor provavelmente está relacionada à redução da discriminação racial nos mercados de trabalho brasileiros nos anos mais recentes, conforme evidenciam Barros et al. (2006), Soares et al. (2007) e Soares (2010).

Entre os grupos de escolaridade, todos obtiveram um retorno maior do que os indivíduos pertencentes ao grupo de escolaridade de referência dos modelos estimados (00 a 07 anos de estudo). Ou seja, os resultados dos modelos evidenciam a existência de um prêmio educacional. Em todos os anos, quanto maior a escolaridade individual, maior é o retorno salarial (o prêmio da educação ou o retorno do investimento em capital humano). Os retornos da educação para indivíduos que possuem entre 08 e 10 anos de estudo (fundamental completo) ou 11 a 14 anos de estudo (ensino médio ou superior incompleto) têm trajetórias bastante similares. No início do período analisado (1991), observa-se que os indivíduos que compõem o primeiro quantil da distribuição salarial (Q10) e que possuem entre 08 a 10 anos de estudo (fundamental completo) têm um prêmio educacional menor do que os chefes de domicílios com o mesmo nível de escolaridade, todavia, pertencentes a grupos de rendimento mais elevados (localizados na parte superior da distribuição salarial - Q90), a saber, 38,1% *versus* 48,8%, respectivamente. Essa tendência é corroborada nos anos mais recentes (2000 e 2010): os retornos da educação para indivíduos de escolaridade baixa continuam menos expressivos para indivíduos pertencentes ao Q10 da distribuição salarial (22%) em comparação ao retorno dos indivíduos pertencentes ao Q90 da distribuição (31,3%). Todavia, é importante salientar que o prêmio salarial para esse grupo educacional se tornou menos expressivo para todos os quantis da renda do trabalho, um provável reflexo do aumento da escolaridade média dos trabalhadores brasileiros observado no período analisado. A mesma

⁷ Há, aparentemente, um aumento da segmentação por cor nos mercados de trabalho entre 1991 e 2000, com aumento do retorno salarial para indivíduos brancos em comparação aos pretos e pardos, o que pode ser um reflexo das políticas de flexibilização do setor na década de 1990. Entre 2000 e 2010, ocorre movimento oposto, com redução do retorno salarial para brancos, cujos valores atingem os menores níveis do período analisado. Essa redução é mais expressiva a partir da mediana, ou seja, entre trabalhadores de renda mais elevada.

tendência é observada para o grupo de escolaridade intermediária (11 a 14 anos de estudo) – ver Tabela 2.

Para o grupo mais alto de escolaridade, os resultados dos modelos (prêmio educacional) são ainda mais expressivos. Em 1991, o retorno da educação para os salários dos trabalhadores pertencentes à parte inferior da distribuição (Q10) que possuíam 15 anos ou mais de estudo era 128% maior do que os retornos dos indivíduos que possuíam até 07 anos de estudo. Ao longo do período, esse percentual apresenta uma diminuição, atingindo 85% em 2010. Na parte superior da distribuição (Q90), os retornos diminuem apenas 7 pontos percentuais (de 142% em 1991 para 135% em 2010). Os resultados para o grupo de escolaridade elevada (15 anos ou mais de estudo) evidenciam que o prêmio educacional ainda é bastante expressivo para os chefes de domicílios brasileiros com níveis de qualificação formal acima da escolaridade média nacional. Ou seja, o investimento em educação continua a ser um importante fator de diferenciação salarial nos mercados de trabalho brasileiros.

É importante ressaltar que a redução do retorno da educação, principalmente para alguns subgrupos específicos (indivíduos com rendimentos menos expressivos) pode ser um reflexo das políticas de facilidade de acesso ao ensino adotadas no país no período pós-2003. Constata-se, que, apesar dos retornos da educação para os salários ainda serem extremamente elevados no Brasil, os mesmos diminuíram ao longo dos anos em todos os grupos de educação e em todos os quantis. Esta redução do prêmio educacional provavelmente pode ser explicada pelo processo de universalização do ensino fundamental no Brasil, cujo principal resultado refere-se ao aumento da escolaridade média brasileira, conforme evidenciam Barbosa Filho e Pessoa (2008). Além disso, deve-se levar em consideração os impactos das políticas de cotas para a educação superior e os programas de financiamento estudantil (PROUNI e FIES) para a elevação da escolaridade média nacional.

O nível de escolaridade dos indivíduos está relacionado às ocupações desempenhadas pelos mesmos. Em geral, ocupações mais intensivas em conhecimento e inovação tendem a demandar trabalhadores com elevada qualificação, enquanto ocupações técnicas e manuais demandam por trabalhadores com escolaridade intermediária ou baixa. Por este motivo, também é interessante observar o retorno salarial proporcionado por diferentes grupos ocupacionais no

Brasil no período em análise⁸. De forma geral, verifica-se que posições com elevado *status* ocupacional, como dirigentes e profissionais ligados às ciências e artes, apresentam os maiores retornos salariais em todos os quantis e anos analisados. Em 1991, os retornos dos dirigentes tornavam-se mais expressivos à medida que se avançava na distribuição salarial (retornos para Q90 eram iguais a 62,6% enquanto os retornos dos grupos de rendimento mediano e baixo – Q50 e Q10 – eram iguais a 50,7% e 30,5%, respectivamente). A diferença persiste em anos mais recentes (2000 e 2010), há um aumento do prêmio salarial para essa ocupação, mas o *gap* entre os quantis tornou-se menos expressivo (67,9% *versus* 66% e 51,8%). O retorno salarial dos profissionais das ciências e das artes, por sua vez, possui comportamento e magnitudes similares entre os quantis (positivos e crescentes ao longo do período analisado, com maiores valores no ano 2000).

Em relação às ocupações técnicas de nível médio, os retornos salariais são menos expressivos para os indivíduos pertencentes aos quantis mais elevados da distribuição (Q90) em comparação aos demais grupos, contudo, essa diferença diminuiu ao longo do período analisado. Houve um aumento do retorno salarial dessa ocupação, resultado provavelmente relacionado à política de valorização real do salário mínimo adotada a partir de 2003. Os retornos mais expressivos concentram-se na mediana (Q50) e no Q75 da distribuição salarial (entre 44-46% em 2010). Para os trabalhadores de serviços administrativos, os retornos salariais são menores e decrescem ao longo do tempo para todos os quantis (exceto Q10), o que é um resultado esperado, pois é menos provável que chefes de domicílios com rendimentos mais elevados desempenhem essas funções que exigem menor qualificação.

Os retornos salariais para ocupações do setor de serviços são relativamente inexpressivos (valores inferiores a 10%). Para os primeiros quantis da distribuição (Q10 e Q25), eram negativos em 1991 e aumentaram no período analisado, com ápice em 2000 e pequeno recuo em 2010. Para os quantis Q50 e Q75, o retorno salarial dessa ocupação tornou-se negativo em 2010. Para trabalhadores do setor de serviços que pertencem aos 10% mais ricos da distribuição, há um retorno salarial negativo (-18,2% em 2010), o que evidencia a baixa capacidade de dinamização da renda dessa ocupação para esse grupo de rendimento.

⁸ Grupo ocupacional de referência: ocupações elementares e mal definidas.

As ocupações relacionadas às vendas têm comportamento bastante dinâmico, com elevação expressiva do retorno para todos os quantis da distribuição salarial (aumento médio de 15 p.p.). Para Q75, o retorno salarial dessa ocupação aumentou de 2,9% em 1991 para 22,6% em 2010; para Q90, os valores são, respectivamente, 3% e 20%; para Q10, -3,8% e 14%. Muito provavelmente, a elevação do valor real do salário mínimo na década de 2000 foi um dos determinantes desse resultado.

Os retornos salariais das ocupações agrícolas são negativos para todos os quantis da distribuição. Essas perdas eram mais expressivas em 1991, principalmente para indivíduos pertencentes aos Q75 e Q90 (respectivamente, -53,6% e -52% contra -36,6% para Q10 e 49,5% para Q25). Há uma redução do retorno salarial negativo dessas ocupações no período analisado, com inversão das magnitudes das perdas: em 2010, os retornos negativos de maior magnitude concentram-se em Q10 (-23,2%) e Q25 (17,8%) em comparação a Q75 (-9,1%) e Q90 (-7,2%). Este resultado pode ser explicado pela heterogeneidade das atividades agrícolas desempenhadas por esses grupos de indivíduos: os trabalhadores com remunerações mais baixas tendem a empregar técnicas agrícolas extensivas devido à sua menor qualificação; enquanto os trabalhadores que possuem remunerações mais elevadas tendem a empregar técnicas mais intensivas em conhecimento e/ou capital, obtendo maior produtividade.

As ocupações de produção de bens e serviços e de reparação e manutenção tiveram um aumento do retorno salarial entre 1991 e 2010 para todos os quantis da distribuição, sendo mais expressivo até a mediana da distribuição (entre 8%-9% em 1991 para 21%-29% em 2010). Ressalta-se que para os trabalhadores 10% mais ricos, o retorno dessa ocupação tornou-se positivo (mas pouco expressivo) apenas em 2010 (2,4%). Esse resultado parece indicar que tais ocupações, desempenhadas majoritariamente por indivíduos de baixa renda, têm contribuído mais recentemente para a ascensão social. Por fim, os membros das forças armadas possuem um retorno positivo e crescente, principalmente nos primeiros quantis da distribuição; as ocupações militares parecem desempenhar um importante papel estabilizador da renda para indivíduos mais pobres.

Em relação às características dos postos de trabalhos, é possível observar nos setores formais da economia uma diminuição do retorno salarial à medida que a análise avança nos quantis da distribuição em todo o período analisado. Em outras palavras, o retorno salarial do trabalho principal dos chefes de domicílios oriundo de ocupações formais é mais elevado para os indivíduos pertencentes a grupos de rendimentos mais baixos. Além disso, o prêmio salarial proporcionado por ocupações vinculadas às atividades formais aumentou nos anos mais recentes, o que evidencia maiores diferenciais salariais entre os segmentos formais e informais no Brasil. É importante salientar que o retorno salarial proveniente de atividades formais é negativo ou praticamente nulo a partir de Q75. De outro modo, para os chefes de domicílios pertencentes a Q75 e Q90, os retornos passam a ser maiores para os indivíduos inseridos nos setores informais. Esse resultado pode ser um reflexo da adequação dos mercados de trabalho brasileiros às políticas de liberalização econômica e financeira e de flexibilização da mão de obra adotadas no Brasil a partir do final da década de 1980, conforme destacam Soares et al. (2007) e Soares (2010).

Devido às expressivas disparidades regionais brasileiras, foram inseridas no modelo duas variáveis espaciais: uma *dummy* indicadora de residência no estado de São Paulo e uma *dummy* indicadora de residência em áreas metropolitanas. A variável de controle de residência no estado de maior dinamismo econômico apresenta o comportamento esperado para todos os quantis da distribuição ao longo do período analisado. Ou seja, existe um retorno salarial positivo devido à residência em SP, muito provavelmente relacionado à necessidade de cobrir os elevados custos de vida dos grandes centros urbanos presentes em seu território. Salienta-se que esse retorno salarial é mais expressivo para os trabalhadores mais pobres em comparação aos mais ricos (2010: Q10 = 23,5%, Q25=21% e Q50=18,8% versus Q75=16,1% e Q90=13,6%), provavelmente porque a remuneração de ocupações desempenhadas por trabalhadores de baixa qualificação em SP possui valores médios mais elevados do que no resto do país devido a seu elevado custo de vida; essa diferença provavelmente é menos expressiva para as ocupações de elevada escolaridade concentradas em São Paulo ou dispersas nos grandes centros metropolitanos nacionais (variabilidade das remunerações do capital humano de alta qualificação no espaço é menos expressiva).

Em relação aos diferenciais salariais entre moradores de regiões metropolitanas e não metropolitanas, são observados retornos positivos em toda a distribuição salarial entre 1991 e 2010, indicando a existência de prêmio salarial urbano. Este resultado pode ser um reflexo da dinâmica econômica nos grandes centros metropolitanos (que concentram atividades mais intensivas em inovação e conhecimento) e da capacidade de inserção ocupacional dos indivíduos nos mercados de trabalho metropolitanos. Há uma redução do prêmio salarial urbano no período analisado, exceto para trabalhadores pertencentes ao Q90. É provável que a recuperação econômica pós-implementação do plano Real em um contexto de abertura comercial e financeira, que beneficiou principalmente as cidades médias, tenha contribuído para esse resultado (LIMA, SIMÕES e HERMETO, 2016). Para os trabalhadores com as remunerações 10% mais baixas, o prêmio salarial urbano diminuiu de 20% em 1991 para 16,6% em 2010; para Q50, os valores são, respectivamente, 22% e 16,6%; para Q75, 20,3% e 19,6%; para Q90, 17,9% e 25,8%. As estimativas evidenciam que trabalhadores com melhores remunerações são beneficiados pelo contexto urbano.

Tabela 2 - Modelo de regressão quantílica do retorno no salário dos homens chefes de domicílios

Variáveis	Q10			Q25			Q50		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010
idade	0,0378*** (0,0004)	0,0388*** (0,0004)	0,0268*** (0,0003)	0,0404*** (0,0003)	0,0393*** (0,0003)	0,0244*** (0,0002)	0,0433*** (0,0003)	0,0421*** (0,0002)	0,239*** (0,0002)
idade2	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)
branco	0,1787*** (0,0013)	0,2307*** (0,002)	0,1639*** (0,0012)	0,1922*** (0,0008)	0,2246*** (0,0011)	0,1561*** (0,0008)	0,2208*** (0,0014)	0,238*** (0,0014)	0,1611*** (0,0007)
escol_8a10	0,3813*** (0,0030)	0,3079*** (0,0021)	0,2198*** (0,0015)	0,4120*** (0,0025)	0,324*** (0,0017)	0,2011*** (0,0013)	0,4394*** (0,0023)	0,3479*** (0,0018)	0,2197*** (0,0012)
escol_11a14	0,6877*** (0,0035)	0,5634*** (0,002)	0,3392*** (0,0015)	0,7620*** (0,0024)	0,6229*** (0,0017)	0,3465*** (0,0013)	0,8187*** (0,0023)	0,7101*** (0,0017)	0,4184*** (0,0011)
escol_15	1,2879*** (0,0060)	1,2804*** (0,0055)	0,8496*** (0,0027)	1,2690*** (0,0036)	1,3884*** (0,0044)	0,9724*** (0,0029)	1,4063*** (0,0030)	1,4759*** (0,0032)	1,1508*** (0,0031)
formal	0,1315*** (0,0020)	0,323*** (0,0017)	0,4863*** (0,0017)	0,0760*** (0,0016)	0,2037*** (0,0011)	0,2828*** (0,0011)	0,0163*** (0,0015)	0,0823*** (0,001)	0,1413*** (0,0008)
dirigentes	0,3055*** (0,0044)	0,4074*** (0,0039)	0,5179*** (0,0029)	0,4088*** (0,0038)	0,5044*** (0,0026)	0,541*** (0,0029)	0,5072*** (0,0039)	0,6201*** (0,003)	0,6606*** (0,0029)
ciencia_arte	0,4950*** (0,0070)	0,6152*** (0,0058)	0,5319*** (0,0032)	0,5108*** (0,0057)	0,6338*** (0,0046)	0,526*** (0,0036)	0,5232*** (0,0043)	0,6536*** (0,0037)	0,5942*** (0,0036)
tec_medio	0,3728*** (0,0044)	0,4587*** (0,0039)	0,3934*** (0,0029)	0,3867*** (0,0033)	0,4819*** (0,0032)	0,3837*** (0,0027)	0,3850*** (0,0040)	0,4946*** (0,0035)	0,4461*** (0,0029)
serv_adm	0,1436*** (0,0050)	0,2233*** (0,0037)	0,1849*** (0,0028)	0,1482*** (0,0035)	0,2055*** (0,0041)	0,134*** (0,0027)	0,1451*** (0,0044)	0,1935*** (0,0038)	0,1212*** (0,0029)
servicos	-0,0290*** (0,0047)	0,1275*** (0,0022)	0,0809*** (0,0029)	-0,0067*** (0,0035)	0,1177*** (0,0021)	0,0173*** (0,0013)	0,0097*** (0,0034)	0,1109*** (0,0024)	-0,0309*** (0,0008)
vendedores	-0,0378*** (0,0063)	0,022*** (0,0045)	0,1463*** (0,0031)	-0,0166*** (0,0049)	0,035*** (0,0028)	0,1214*** (0,0028)	0,0065* (0,0036)	0,0476*** (0,003)	0,1703*** (0,0021)
agricola	-0,3656*** (0,0039)	-0,2901*** (0,0031)	-0,232*** (0,0039)	-0,4945*** (0,0034)	-0,2513*** (0,0023)	-0,1776*** (0,0022)	-0,4895*** (0,0032)	-0,2831*** (0,0021)	-0,1134*** (0,0017)
prod_rep_man	0,0890*** (0,0038)	0,2122*** (0,0024)	0,2892*** (0,002)	0,0975*** (0,0029)	0,2007*** (0,0016)	0,234*** (0,0014)	0,0823*** (0,0034)	0,1808*** (0,0021)	0,2172*** (0,0007)
forcas_arm.	0,4754*** (0,0079)	0,8931*** (0,0062)	0,7914*** (0,0121)	0,3929*** (0,0057)	0,8018*** (0,0046)	0,8409*** (0,0087)	0,2879*** (0,0071)	0,6666*** (0,0054)	0,8738*** (0,0086)
metropolitana	0,2008*** (0,0019)	0,2214*** (0,0016)	0,1663*** (0,0019)	0,2213*** (0,0010)	0,2273*** (0,0013)	0,1563*** (0,0012)	0,2199*** (0,0011)	0,2264*** (0,0012)	0,1665*** (0,0009)
sp	0,5344*** (0,0021)	0,3735*** (0,0016)	0,2345*** (0,0013)	0,4937*** (0,0016)	0,3447*** (0,0011)	0,2093*** (0,0012)	0,4386*** (0,0013)	0,3014*** (0,0011)	0,1879*** (0,001)
_cons	-1,9823*** (0,0085)	-1,2057*** (0,0092)	-0,3412*** (0,0071)	-1,6261*** (0,0064)	-0,8138*** (0,0073)	0,2016*** (0,005)	-1,219*** (0,0072)	-0,4404*** (0,0041)	0,5914*** (0,0036)
Pseudo-R2	0,2209	0,2415	0,2268	0,2702	0,2628	0,1911	0,3001	0,2834	0,2127
Nº obs.	2.756.116	2.935.417	2.771.039	2.756.116	2.935.417	2.771.039	2.756.116	2.935.417	2.771.039

Fonte: os autores a partir dos dados dos Censos Demográficos 1991-2010.

(*) variável significativa a 10%; (**) variável significativa a 5%; (***) variável significativa a 1%.

(continua)

Tabela 2 - Modelo de regressão quantílica do retorno no salário dos homens chefes de domicílios

Variáveis	Q75			Q90		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010
idade	0,0465*** (0,0003)	0,0454*** (0,0003)	0,0257*** (0,0003)	0,0500*** (0,0004)	0,0472*** (0,0004)	0,0276*** (0,0006)
idade2	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
branco	0,241*** (0,0017)	0,2548*** (0,0013)	0,1841*** (0,0012)	0,2614*** (0,0015)	0,2755*** (0,0018)	0,1827*** (0,0018)
escol_8a10	0,4591*** (0,0028)	0,39*** (0,0017)	0,2697*** (0,002)	0,4881*** (0,0033)	0,4267*** (0,0029)	0,3131*** (0,0031)
escol_11a14	0,8657*** (0,0028)	0,8071*** (0,0019)	0,5353*** (0,0017)	0,9166*** (0,0035)	0,8648*** (0,0026)	0,6043*** (0,0023)
escol_15	1,425*** (0,0030)	1,51178*** (0,003)	1,3099*** (0,0028)	1,4232*** (0,0054)	1,4739*** (0,0038)	1,356*** (0,0044)
formal	-0,0678*** (0,0012)	-0,0526*** (0,0013)	0,0138*** (0,0011)	-0,1806*** (0,0020)	-0,2139*** (0,0019)	-0,1361*** (0,0024)
dirigentes	0,5821*** (0,0042)	0,6848*** (0,0057)	0,715*** (0,0042)	0,6262*** (0,0063)	0,7089*** (0,0055)	0,6785*** (0,0063)
ciencia_arte	0,4946*** (0,0043)	0,6141*** (0,0051)	0,6044*** (0,0039)	0,4552*** (0,0070)	0,5325*** (0,0052)	0,5281*** (0,0057)
tec_medio	0,357*** (0,0048)	0,4515*** (0,0061)	0,4608*** (0,0039)	0,304*** (0,0062)	0,3532*** (0,0042)	0,3797*** (0,0051)
serv_adm	0,1239*** (0,0047)	0,1422*** (0,0051)	0,0879*** (0,0036)	0,0841*** (0,0068)	0,0597*** (0,0049)	-0,0041 (0,006)
servicos	0,0056 (0,0040)	0,0558*** (0,0043)	-0,0966*** (0,0021)	-0,021*** (0,0061)	-0,033*** (0,0042)	-0,1819*** (0,0046)
vendedores	0,0285*** (0,0046)	0,0179*** (0,0039)	0,2257*** (0,0029)	0,0297*** (0,0066)	-0,477*** (0,0051)	0,1969*** (0,0061)
agricola	-0,5361*** (0,0041)	-0,3266*** (0,0032)	-0,0914*** (0,0028)	-0,5191*** (0,0057)	-0,3428*** (0,0039)	-0,0716*** (0,0037)
prod_rep_man	0,0379*** (0,0037)	0,0861*** (0,0037)	0,1621*** (0,0017)	-0,0318*** (0,0060)	-0,0505*** (0,0041)	0,0236*** (0,0027)
forcas_arm.	0,1321*** (0,0051)	0,4499*** (0,0061)	0,7897*** (0,0078)	-0,073*** (0,0076)	0,1558*** (0,0055)	0,5705*** (0,0088)
metropolitana	0,2033*** (0,0014)	0,2136*** (0,0013)	0,1957*** (0,0015)	0,1792*** (0,0013)	0,1896*** (0,0015)	0,2583*** (0,0025)
sp	0,3928*** (0,0013)	0,2547*** (0,0014)	0,1614*** (0,001)	0,3556*** (0,0015)	0,2169*** (0,0012)	0,1357*** (0,0027)
_cons	-0,7811*** (0,0073)	-0,0181*** (0,0065)	0,9274*** (0,0071)	-0,3567*** (0,0117)	0,481*** (0,0091)	1,4185*** (0,013)
Pseudo-R2	0,3084	0,3055	0,2302	0,2977	0,3061	0,2170
Nº obs.	2.756.116	2.935.417	2.771.039	2.756.116	2.935.417	2.771.039

Fonte: os autores a partir dos dados dos Censos Demográficos 1991-2010.

(*) variável significativa a 10%; (**) variável significativa a 5%; (***) variável significativa a 1%.

(fim)

3.2 O Prêmio Educacional das Trabalhadoras (mulheres)

Como salientado anteriormente, as mulheres possuem características não produtivas diferente dos homens, que afetam seu ingresso, permanência e, conseqüentemente, remuneração nos mercados de trabalho. Essas particularidades evidenciam a importância de estimar modelos separados para esses grupos de indivíduos, com o intuito de tornar a análise dos determinantes e retornos salariais mais homogênea. Os resultados das estimações dos modelos de regressão quantílica para as trabalhadoras chefes de domicílios no Brasil no período 1991/2010 podem ser observados na tabela 03. De forma geral, as estimações para a amostra do sexo feminino corroboram as tendências observadas nos modelos masculinos e, mais importante, os resultados demonstram a redução da segmentação dos mercados de trabalho brasileiros em relação ao gênero, com redução das disparidades de retornos entre homens e mulheres nos anos mais recentes (pós-2000).

Os resultados evidenciam que a idade (e a experiência profissional) proporciona um retorno positivo, porém pouco expressivo, para o rendimento das mulheres chefes de domicílio no Brasil entre 1991 e 2010 em todos os quantis analisados (exceto para Q90 em 2010, cujo valor é negativo, mas praticamente nulo -0,36%).

O retorno salarial para as mulheres brancas também foi positivo no período analisado. Esse retorno é um pouco menos expressivo para as mulheres em comparação aos homens e foi observada tendência de redução para esse grupo, ou seja, a disparidade do retorno por cor tornou-se menos expressiva entre as mulheres brancas, pretas e pardas em todos os quantis da distribuição salarial (por exemplo: redução de 19,2% em 1991 para 14,1% em 2010 para Q10; para Q50, os valores são, respectivamente, 20% e 12,2%; para Q90, 20,3% e 13,9%). O fato mais importante refere-se à redução contínua dos retornos por cor, principalmente no período entre 2000 e 2010, evidenciando a diminuição da segmentação dos mercados de trabalho no Brasil segundo grupos raciais. Apesar dos resultados positivos, salienta-se que as maiores reduções foram observadas nos quantis salariais mais elevados, ou seja, as disparidades salariais por cor entre mulheres são maiores entre as trabalhadoras de baixa renda.

Em relação ao retorno do investimento em capital humano, observa-se claramente a existência de um prêmio da educação. Ou seja, os retornos da educação são positivos em comparação ao grupo de escolaridade de referência (00 a 07 anos de estudo). Em 1991, para as trabalhadoras que possuem entre 08 e 10 anos de estudo (ensino fundamental completo), os retornos da educação são mais expressivos para níveis salariais mais elevados (principalmente, Q75 e Q90). Há uma redução do prêmio da educação para esse grupo de escolaridade ao longo do tempo, principalmente no topo da distribuição salarial, que passa a apresentar retornos ao capital humano menos expressivos em 2010. Por exemplo, no Q10, o retorno da educação (o prêmio salarial) diminui de 31,9% para 21,9%; no Q90, o retorno cai de 53,7% para 19,1%. O resultado pode ser explicado pela elevada escolaridade média das mulheres pertencentes aos quantis mais elevados da distribuição salarial.

O prêmio salarial da educação para as mulheres com escolaridade entre 11 a 14 anos de estudo é mais expressivo para as mulheres pertencentes aos últimos quantis da distribuição salarial, todavia, a magnitude desse retorno diminuiu significativamente no período analisado para todos os quantis. O retorno do investimento em capital humano (prêmio educacional) para Q10 diminuiu de 65,4% em 1991 para 32,1% em 2010; para Q50, os valores são, respectivamente, 94% e 35,9%; para Q90, 98,1% e 40%. Esses resultados provavelmente podem ser explicados pela consolidação da emancipação feminina no período pós-1995, expressa por seus maiores níveis de escolaridade, pelo aumento de sua participação na PEA e na população ocupada, melhoria do *status* ocupacional e redução da subocupação, conforme ressaltam Maciel, Campêlo e Raposo (2001).

Para o subgrupo de 15 anos de estudo ou mais (superior completo e/ou pós-graduação), o comportamento do retorno da educação das trabalhadoras é bastante similar: retornos positivos, mais expressivos para o topo da distribuição, contudo, decrescente no decorrer do período analisado. Para o Q10, o prêmio educacional do grupo de escolaridade elevada diminui de 131,9% em 1991 para 74,4% em 2010. Na parte superior da distribuição (Q90), os valores são, respectivamente, 151,8% e 112%.

De forma geral, a redução do retorno da educação observada no período é muito provavelmente um reflexo das políticas de universalização do acesso ao

ensino no Brasil pós-1995 e da elevação da escolaridade média, como ressaltado anteriormente. Uma observação é essencial: apesar da redução da segmentação por sexo nos mercados de trabalho brasileiros no período em análise, conforme evidenciado por Soares et al. (2007) e Soares (2010), o retorno da educação continua a ser mais expressivo para os homens. Em outras palavras, verifica-se, a partir dos resultados obtidos, que a magnitude do prêmio educacional para as mulheres é inferior a observada para os homens (havia exceções em Q75 e Q90, todavia, as mesmas não se mantiveram em 2010). Esses resultados indicam que os determinantes das disparidades de rendimento entre homens e mulheres são extremamente complexos e não serão minimizados simplesmente pela elevação da escolaridade feminina. Essa observação torna-se ainda mais relevante ao considerar que as mulheres possuem escolaridade média superior a masculina durante todo o período analisado (8,25 *versus* 6,23 anos de estudo em 2010).

As estimações da influência das categoriais ocupacionais sobre os salários das mulheres chefes de domicílio são um pouco mais complexas do que resultados para os homens. De forma geral, as ocupações que exigem maior qualificação, como dirigentes e profissionais ligados às ciências e artes, apresentam retornos salariais positivos e crescentes em todos os quantis e anos analisados. Há, todavia, algumas particularidades. Por exemplo, o retorno salarial dessas ocupações diminuiu entre 2000 e 2010 para trabalhadoras no topo da distribuição, sendo mais expressivo para Q75 do que para Q90 (ver tabela 03). No caso das ocupações relacionadas às atividades científicas e artísticas, o prêmio salarial passou a ser mais expressivo e estável na base da distribuição (valores aproximados de 40% até Q50) em comparação ao topo (diminuição de 34,9% em 1991 para 14,1% em 2010 para Q90). As ocupações que proporcionam os retornos salariais mais expressivos para as mulheres estão relacionadas às forças armadas: seu prêmio salarial aumentou em todos os quantis da distribuição, sua magnitude é maior para trabalhadoras na base da distribuição (até Q50) e, mais importante, os resultados são mais expressivos do que os observados para a amostra masculina. Aparentemente, a estabilidade relacionada às ocupações militares e sua correlação com maiores níveis de escolaridade geram ganhos monetários significativos para as mulheres.

Em relação às ocupações técnicas de nível médio, os retornos salariais aumentaram apenas entre 1991 e 2000. Em alguns casos, a redução entre 2000 e 2010 tornou o retorno menos expressivo do que o verificado no início do período analisado (Q10 e Q25). A magnitude do retorno para essa ocupação oscila entre 21% e 25%, exceto para Q90 (12%). Para as trabalhadoras de serviços administrativos, os retornos salariais aumentaram no período analisado, contudo, são pouco expressivos para toda a distribuição salarial (melhor resultado foi o aumento de 8% para 12,2% para Q10), sendo, inclusive, negativos em 2010 para trabalhadoras pertencentes a Q75 e Q90.

As demais ocupações (serviços, vendas, agrícolas e produção de bens e serviços e de reparação e manutenção) possuem retornos negativos, principalmente para os quantis mais elevados da distribuição (reflexo da baixa probabilidade de mulheres com salários mais expressivos desempenharem essas funções). Observe-se que os retornos dessas ocupações para as mulheres têm comportamento similar ao da amostra masculina, mas a magnitude dos coeficientes é maior. Uma provável justificativa para esses resultados é a elevada possibilidade de tais atividades serem desempenhadas por mulheres que possuem baixa escolaridade no setor informal em proporção mais elevada que os homens.

As tendências observadas para a amostra masculina em relação às características dos postos de trabalho dos indivíduos também são verificadas para a amostra feminina: há uma redução do retorno salarial nos setores formais da economia à medida que a análise avança nos quantis da distribuição em todo o período e houve um aumento dos diferenciais salariais entre os segmentos formais e informais. Para as chefes de domicílios com salários mais baixos (Q10 e Q25), os retornos tornaram-se maiores para aquelas inseridas nos setores formais (respectivamente, de 20,3% em 1991 para 66,7% em 2010 e de 13,2% para 35,1%). Ressalta-se que os retornos salariais dos postos de trabalho formais são mais expressivos para as mulheres do que para os homens. Esse resultado pode ser um indício de que a substituição das atividades domésticas por atividades produtivas por mulheres tem maior probabilidade de efetivação em um contexto de estabilidade trabalhista.

Por fim, as estimações para as *dummies* espaciais corroboram as tendências já encontradas pelos modelos estimados para os homens: (i) existência de retorno

salarial positivo devido à residência no estado de São Paulo, provavelmente para cobrir os elevados custos de vida locais; (ii) existência de prêmio salarial urbano em todos os quantis da distribuição, muito provavelmente relacionado às maiores oportunidades de renda e emprego nessas localidades. O prêmio salarial urbano das trabalhadoras é mais expressivo do que o masculino, um provável reflexo do maior nível de escolaridade média das mulheres e, conseqüentemente, da capacidade de inserção das mulheres altamente qualificadas nos mercados de trabalho metropolitanos, mais intensivos em atividades inovadoras e intensivas em conhecimento. Além disso, o prêmio salarial urbano é mais expressivo no topo da distribuição salarial feminina durante todo o período analisado (Q10: 30% em 1991 e 17% em 2010; Q90: 27,2% e 36,4%, respectivamente).

Tabela 3 - Modelo de regressão quantílica do retorno no salário das mulheres chefes de domicílios

Variáveis	Q10			Q25			Q50		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010
idade	0,0379*** (0,0007)	0,0321*** (0,0009)	0,0152*** (0,0008)	0,0337*** (0,0008)	0,0301*** (0,0006)	0,0112*** (0,0005)	0,0328*** (0,0007)	0,0275*** (0,0007)	0,008*** (0,0004)
idade2	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0001*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	0,0001 (0,0001)
branco	0,1915*** (0,0047)	0,1848*** (0,0033)	0,1409*** (0,0022)	0,1964*** (0,0042)	0,1695*** (0,0027)	0,131*** (0,0015)	0,1998*** (0,0024)	0,1721*** (0,0028)	0,1218*** (0,001)
escol_8a10	0,3184*** (0,0079)	0,2468*** (0,0052)	0,2193*** (0,0038)	0,3601*** (0,007)	0,2271*** (0,0041)	0,1615*** (0,0019)	0,4138*** (0,0047)	0,2542*** (0,0025)	0,1381*** (0,002)
escol_11a14	0,6544*** (0,0079)	0,488*** (0,0052)	0,3206*** (0,0036)	0,7696*** (0,0084)	0,5299*** (0,0042)	0,274*** (0,002)	0,8674*** (0,0075)	0,6379*** (0,0031)	0,2786*** (0,0022)
escol_15	1,3192*** (0,012)	1,1916*** (0,0086)	0,7441*** (0,005)	1,408*** (0,0082)	1,273*** (0,0061)	0,8051*** (0,0034)	1,4525*** (0,0094)	1,3609*** (0,0049)	0,9298*** (0,003)
formal	0,2025*** (0,0042)	0,32*** (0,0036)	0,6668*** (0,0033)	0,1316*** (0,003)	0,1885*** (0,0023)	0,351*** (0,0021)	0,0551*** (0,0037)	0,0724*** (0,0024)	0,1195*** (0,0013)
dirigentes	0,1741*** (0,0201)	0,2011*** (0,0125)	0,4013*** (0,0081)	0,2709*** (0,0132)	0,3271*** (0,0097)	0,4279*** (0,0044)	0,3838*** (0,0095)	0,4858*** (0,0093)	0,5129*** (0,0048)
ciencia_arte	0,4136*** (0,0179)	0,4457*** (0,009)	0,3942*** (0,005)	0,3907*** (0,0175)	0,4755*** (0,0077)	0,4094*** (0,0037)	0,3863*** (0,012)	0,4857*** (0,0069)	0,4164*** (0,0033)
tec_medio	0,2406*** (0,0135)	0,3794*** (0,0085)	0,2234*** (0,0042)	0,2308*** (0,0115)	0,3986*** (0,0073)	0,2127*** (0,0035)	0,1758*** (0,0094)	0,3839*** (0,0064)	0,2443*** (0,0039)
serv_adm	0,081*** (0,0117)	0,1026*** (0,0055)	0,1221*** (0,0059)	0,0723*** (0,012)	0,114*** (0,0037)	0,0895*** (0,0028)	0,078*** (0,0095)	0,107*** (0,0061)	0,078*** (0,003)
servicos	-0,1563*** (0,0117)	-0,1378*** (0,006)	0,0169*** (0,0046)	-0,1939*** (0,0109)	-0,1575*** (0,005)	-0,0414*** (0,0031)	-0,2362*** (0,007)	-0,1819*** (0,0057)	-0,0891*** (0,0026)
vendedores	-0,0474*** (0,0174)	-0,2042*** (0,009)	0,0019 (0,006)	-0,0274*** (0,0143)	-0,128*** (0,0055)	-0,0324*** (0,0038)	0,0123 (0,0087)	-0,0597*** (0,0062)	-0,0522*** (0,0034)
agricola	-0,369*** (0,0125)	-0,6744*** (0,014)	-0,4662*** (0,0122)	-0,4106*** (0,01)	-0,5331*** (0,0078)	-0,4075*** (0,0106)	-0,4698*** (0,0104)	-0,447*** (0,0108)	-0,2499*** (0,0075)
prod_rep_man	-0,0937*** (0,0119)	-0,1612*** (0,0068)	0,0515*** (0,0065)	-0,0882*** (0,0109)	-0,1132*** (0,0045)	0,0082*** (0,0043)	-0,1018*** (0,0074)	-0,1208*** (0,006)	-0,0501*** (0,0035)
forcas_arm.	0,5284*** (0,091)	0,9317*** (0,0445)	0,9365*** (0,0545)	0,408*** (0,0633)	0,7996*** (0,0337)	0,967*** (0,0269)	0,3902*** (0,0624)	0,7177*** (0,0281)	1,0598*** (0,0356)
metropolitana	0,2997*** (0,0056)	0,2613*** (0,0036)	0,1696*** (0,0022)	0,2782*** (0,0039)	0,253*** (0,0026)	0,1676*** (0,0014)	0,2883*** (0,0048)	0,2768*** (0,0032)	0,1798*** (0,0013)
sp	0,5153*** (0,0073)	0,3681*** (0,0034)	0,1637*** (0,0024)	0,4958*** (0,0044)	0,3356*** (0,0032)	0,1528*** (0,0015)	0,4446*** (0,0042)	0,31*** (0,0027)	0,1357*** (0,0014)
_cons	-2,3091*** (0,0187)	-1,1166*** (0,018)	-0,2918*** (0,0174)	-1,82*** (0,0216)	-0,6905*** (0,0111)	0,3569*** (0,0087)	-1,3465*** (0,0185)	-0,2789*** (0,0136)	0,881*** (0,0079)
Pseudo-R2	0,2371	0,2594	0,2577	0,2773	0,2749	0,1995	0,3150	0,3114	0,2202
N° obs.	294.669	521.924	997.832	294.669	521.924	997.832	294.669	521.924	997.832

Fonte: os autores a partir dos dados dos Censos Demográficos 1991/2010.

(*) variável significativa a 10%; (**) variável significativa a 5%; (***) variável significativa a 1%.

(continua)

Tabela 3 - Modelo de regressão quantílica do retorno no salário dos mulheres chefes de domicílios

Variáveis	Q75			Q90		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010
idade	0,0317*** (0,0007)	0,027*** (0,0006)	0,0024*** (0,0005)	0,0281*** (0,0008)	0,0246*** (0,0012)	-0,0036*** (0,0013)
idade2	-0,0004*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)
branco	0,1963*** (0,0032)	0,1837*** (0,0032)	0,1389*** (0,0018)	0,2026*** (0,0047)	0,1955*** (0,004)	0,139*** (0,0041)
escol_8a10	0,4756*** (0,0084)	0,2978*** (0,0037)	0,1635*** (0,003)	0,5367*** (0,011)	0,3666*** (0,0067)	0,1905*** (0,0045)
escol_11a14	0,9401*** (0,0069)	0,753*** (0,0027)	0,3594*** (0,0021)	0,9808*** (0,0096)	0,8517*** (0,005)	0,3955*** (0,0037)
escol_15	1,4964*** (0,0086)	1,4569*** (0,0058)	1,091*** (0,0039)	1,5184*** (0,0127)	1,502*** (0,0077)	1,1196*** (0,008)
formal	-0,0404*** (0,0045)	-0,0628*** (0,0032)	-0,0607*** (0,0019)	-0,1429*** (0,0063)	-0,2148*** (0,0037)	-0,2225*** (0,0036)
dirigentes	0,5018*** (0,0136)	0,6017*** (0,0074)	0,5228*** (0,0065)	0,5884*** (0,0216)	0,7187*** (0,0137)	0,379*** (0,0103)
ciencia_arte	0,3874*** (0,011)	0,473*** (0,008)	0,3303*** (0,0058)	0,3486*** (0,0149)	0,4436*** (0,0094)	0,1405*** (0,0085)
tec_medio	0,1049*** (0,0097)	0,2931*** (0,0085)	0,2523*** (0,0059)	0,0484*** (0,0155)	0,2201*** (0,0088)	0,1203*** (0,0105)
serv_adm	0,1098*** (0,0093)	0,1003*** (0,0074)	-0,0032 (0,0041)	0,08*** (0,0154)	0,0702*** (0,0103)	-0,21*** (0,0094)
servicos	-0,2471*** (0,0064)	-0,211*** (0,0075)	-0,2192*** (0,004)	-0,3138*** (0,0128)	-0,2549*** (0,0094)	-0,4675*** (0,0083)
vendedores	0,062*** (0,0096)	0,0034 (0,0087)	-0,0869*** (0,0053)	0,0774*** (0,0183)	0,049*** (0,0135)	-0,1871*** (0,0095)
agricola	-0,5428*** (0,0082)	-0,4209*** (0,011)	-0,2508*** (0,0087)	-0,5784*** (0,0194)	-0,3531*** (0,0134)	-0,3136*** (0,0141)
prod_rep_man	-0,1268*** (0,0067)	-0,1698*** (0,0075)	-0,1823*** (0,0045)	-0,1851*** (0,0127)	-0,2231*** (0,0112)	-0,4391*** (0,0108)
forcas_arm.	0,307*** (0,0319)	0,5148*** (0,0236)	0,9255*** (0,0368)	0,0859 (0,0874)	0,349*** (0,0684)	0,6475*** (0,0903)
metropolitana	0,2853*** (0,0034)	0,3003*** (0,003)	0,2521*** (0,0017)	0,2722*** (0,0064)	0,3133*** (0,0039)	0,3638*** (0,0035)
sp	0,3983*** (0,004)	0,2671*** (0,0032)	0,1271*** (0,0025)	0,3587*** (0,0071)	0,2316*** (0,003)	0,1425*** (0,0042)
_cons	-0,8335*** (0,0176)	0,1393*** (0,0123)	1,3979*** (0,0089)	-0,2361*** (0,0237)	0,6513*** (0,0248)	2,1637*** (0,0268)
Pseudo-R2	0,3383	0,3413	0,2413	0,3254	0,3300	0,2048
Nº obs.	294.669	521.924	997.832	294.669	521.924	997.832

Fonte: os autores a partir dos dados dos Censos Demográficos 1991/2010.

(*) variável significativa a 10%; (**) variável significativa a 5%; (***) variável significativa a 1%.

(fim)

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil vivenciou, após anos de estagnação na década de 1980, um próspero período de queda da desigualdade de renda, que, apesar de ainda ser extremamente elevada, declinou consideravelmente a partir de meados dos anos 1990. Essa redução pode estar relacionada a fatores como o declínio da inflação, retomada do crescimento econômico, política de valorização do salário mínimo,

aumento dos programas federais de transferência de renda, dinâmica dos mercados de trabalho (redução da segmentação por cor e sexo) e aumento da escolaridade média nacional. Esse conjunto de fatores viabilizou o aumento de renda da população mais pobre brasileira, permitindo que uma parcela expressiva de indivíduos conseguisse romper a linha de pobreza, constituindo a nova classe média. O movimento de ascensão da renda nos anos 2000, mais do que proporcionar a redução do número de pessoas abaixo da linha da pobreza, contribuiu para a elevação de seus rendimentos e melhorias em seu padrão de consumo.

Com o intuito de contribuir para a análise da identificação das heterogeneidades existentes entre os trabalhadores brasileiros e para verificar a contribuição do investimento em capital humano para a determinação dos salários, principal fonte de renda dos domicílios brasileiros, foram estimados os retornos da educação no Brasil no período 1991/2010. Para sua consecução, foram aplicados métodos de regressão quantílica para estimar equações de determinação salarial para trabalhadores dos sexos masculino e feminino chefes de domicílios no Brasil entre 1991 e 2010, utilizando dados dos Censos Demográficos, fornecidos pelo IBGE. As regressões quantílicas permitem captar os efeitos das variáveis independentes em toda a distribuição salarial, o que é essencial para identificar a heterogeneidade existente entre os indivíduos. Os parâmetros estimados foram estatisticamente significativos.

Em relação a características não produtivas dos indivíduos, os resultados obtidos demonstram, para homens e mulheres, que a idade possui retorno salarial positivo, porém pouco expressivo. Indivíduos que se declararam brancos ganham mais que pretos e pardos, todavia, ao longo do período analisado houve uma redução dos retornos salariais por cor, evidenciando a queda da segmentação por cor nos mercados de trabalho no Brasil em anos recentes.

Os retornos da educação foram positivos para todo o período, sendo mais expressivos para os grupos mais elevados de escolaridade (11 a 14 anos de estudo e 15 anos de estudo ou mais). Além disso, foi possível observar que o prêmio educacional é maior para os chefes de domicílios, de ambos os sexos, pertencentes aos quantis mais elevados da distribuição salarial. Em outras palavras, os dados evidenciam que a qualificação via aumento da escolaridade é um importante fator de

diferenciação salarial nos mercados de trabalho brasileiros. Salienta-se que a escolaridade média das amostras masculina e feminina aumentou, respectivamente, de 4,78 e 5,87 anos de estudo para 6,83 e 8,25. As escolaridades médias dos quantis mais baixos (Q10) e mais altos (Q90) da distribuição foram, respectivamente, 04 e 11 anos de estudo para homens e 04 e 15 anos de estudo para mulheres. Essa informação demonstra que muito provavelmente o investimento em capital humano tem colaborado para a emergência socioeconômica de indivíduos pertencentes ao topo da distribuição salarial em detrimento dos indivíduos pertencentes à base da distribuição. Por fim, ressalta-se que apesar de serem extremamente elevados, os retornos educacionais diminuíram no decorrer dos anos para todos os grupos de educação, o que pode ser um reflexo do aumento da escolaridade média brasileira nos últimos anos.

A contribuição do investimento em capital humano para a emergência socioeconômica individual também pode ser verificada por intermédio dos retornos segundo categorias ocupacionais (essas, geralmente, estão relacionadas ao nível de qualificação individual). Os retornos salariais das ocupações que demandam maior escolaridade, como dirigentes e profissionais das ciências e das artes, foram positivos para todos os quantis das amostras em detrimento de ocupações que exigem menor escolaridade (técnicos de nível médio, serviços, etc.), com algumas exceções. Ocupações que exigem escolaridade intermediária ou baixa apresentaram retornos mais expressivos abaixo da mediana, o que está relacionado a baixa probabilidade de chefes de domicílio pertencentes ao topo da distribuição desempenharem essas funções. Ressalta-se que o prêmio salarial das atividades formais é crescente ao longo dos anos, representando maiores diferenciais salariais entre os setores no país.

Também é importante ressaltar a existência de um prêmio salarial urbano, relacionado provavelmente às maiores oportunidades de renda e emprego nessas localidades, bem como aos custos de congestionamento urbano.

De forma geral, os resultados da análise revelaram chefes de domicílios, tanto homens quanto mulheres, majoritariamente pouco escolarizados e exercendo ocupações que exigem baixo grau de qualificação entre os anos de 1991 e 2010 no Brasil. O investimento em capital humano, representado por maiores níveis de escolaridade e categorias ocupacionais qualificadas, rendem significativos retornos

salariais para os indivíduos, contribuindo para sua emancipação socioeconômica. Sob esse panorama, o que se espera é um maior fortalecimento de políticas públicas que garantam o acesso e a permanência dos indivíduos no ensino superior, possibilitando a emancipação das gerações futuras.

REFERÊNCIAS

ARABSHEIBANI, G. R.; CARNEIRO, F. G.; HENLEY, A. Human capital and earnings inequality in Brazil, 1988-1998: quantile regression evidence. **World Bank Policy Research**, n. 3147, 2013. 21p.

BARBOSA FILHO, F. de H.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 38, n. 1, p. 97-126, abr. 2008.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v.8, n.1, p.117-147, jun. 2006.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 26p. (Texto para discussão, 1258).

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2010. 54p. (Texto para discussão, 1460).

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n.5, part 2 – Investment in Human Beings, p. 9-49, oct. 1962.

BUCHINSKY, M. Quantile regression, box-cox transformation model, and the U.S. wage structure, 1963-1987. **Journal of Econometrics**, v. 65, p. 109-154, 1995.

COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 40, n. 1, p. 85-102, abr. 2010.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50 janeiro 1978.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. da C. Retorno em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 21, n. 3, p. 559-574, dez. 1991.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. M. Desenvolvimento regional, hierarquia urbana e condição de migração individual no Brasil entre 1980 e 2010. **EURE**, Santiago, v. 42, p.29-54, 2016.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, v.12, n. 2, p. 355-388, maio/agosto 2008.

MACIEL, M. C.; CAMPÊLO, A. C.; RAPOSO, M. C. F. A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador, BA. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2001. p.1-14.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. **A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012**: resultados adicionais. Rio de Janeiro: IPEA, 2016. 34p. (Texto para discussão, 2170).

MINCER, J. A. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.

NERI, M. **A nova classe média**: o lado brilhante da base da pirâmide. São Paulo: Saraiva, 2011.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. de. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **RBE**, v.58, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2004.

SOARES, S. **A distribuição dos rendimentos do trabalho e queda da desigualdade de 1995 a 2009**. Rio de Janeiro: IPEA, 2010. 6 p. (nota técnica).

SOARES, S. FONTOURA, N.; PINHEIRO, L. Tendências recentes na escolaridade e no rendimento de negros e de brancos. IN: BARROS, R. P.; NATHAN, Foguel Miguel; ULYSSEA, Gabriel (Org.). **Desigualdade de Renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea. 2007.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. **Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não linearidade do retorno à educação**. Rio de Janeiro: PUC-RIO, 1997. 31p. (Texto discussão, 380).

TAVARES, P. A.; MENEZES-FILHO, N. A. de. O papel do capital humano na desigualdade de salários no Brasil entre 1981 e 2006. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambú, MG. **Anais...** Caxambú: ABEP, 2008. p.1-18.