

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CAMPUS SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ELOÁ SALES DAVANZO

**RETORNOS À EDUCAÇÃO: UMA ANÁLISE DA REDUÇÃO DO DIFERENCIAL  
SALARIAL POR ANOS DE ESTUDO NO BRASIL NO PERÍODO DE 2001 A 2012**

Sorocaba  
2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CAMPUS SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ELOÁ SALES DAVANZO

**RETORNOS À EDUCAÇÃO: UMA ANÁLISE DA REDUÇÃO DO DIFERENCIAL  
SALARIAL POR ANOS DE ESTUDO NO BRASIL NO PERÍODO DE 2001 A 2012**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de mestre em Economia.

Orientação: Prof. Dr. Andrea Rodrigues Ferro

Sorocaba  
2014

Davanzo, Eloá Sales.  
D245r Retornos à educação: uma análise da redução do diferencial salarial por  
anos de estudo no Brasil no período de 2001 a 2012. / Eloá Sales Davanzo. –  
– 2014.  
80 f. : 28 cm.

Dissertação (mestrado)-Universidade Federal de São Carlos, *Campus*  
Sorocaba, Sorocaba, 2014  
Orientador: Andrea Rodrigues Ferro  
Banca examinadora: Adelson Martins Figueiredo, Humberto Francisco  
Silva Spolador  
Bibliografia

1. Salários – Efeito da educação. 2. Mercado de trabalho. I. Título. II.  
Sorocaba-Universidade Federal de São Carlos.

CDD 331.1144

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca *campus* Sorocaba.

**ELOÁ SALES DAVANZO**

**RETORNOS À EDUCAÇÃO: UMA ANÁLISE DA REDUÇÃO DO DIFERENCIAL SALARIAL POR ANOS DE ESTUDO NO BRASIL NO PERÍODO DE 2001 A 2012**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação, para obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração Economia Aplicada. Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 16 de dezembro de 2014.

Orientador(a)

---

Dra. Andrea Rodrigues Ferro  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador(a)

---

Dr. Adelson Martins Figueiredo  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador(a)

---

Dr. Humberto Francisco Silva Spolador  
Universidade de São Paulo

*À minha família.*

## AGRADECIMENTO

Primeiramente, agradeço ao corpo docente da Universidade Federal de São Carlos, que me acompanha desde a graduação, sempre contribuindo de forma significativa para a minha formação acadêmica e pessoal. Agradeço à dedicação da minha professora e orientadora Andrea Rodrigues Ferro, sempre com contribuições ricas e necessárias ao trabalho. Obrigada pela paciência e pelos conselhos em momentos mais conturbados durante a realização deste mestrado. Aliás, obrigada pelo apoio nestes últimos quatro anos, desde que iniciei minha iniciação científica em 2010. Agradeço as excelentes contribuições dadas pelo professor Adelson Martins Figueiredo, que com muita honra tive em minha banca.

Agradeço imensamente aos colegas e amigos de mestrado, que foram as melhores companhias nestes dois anos, fazendo com que todas as dificuldades e preocupações se tornassem menos pesadas e mais fáceis de lidar. O bom humor e a leveza de alguns de vocês ajudaram muito durante os dias mais estressantes. Agradeço também a Deus, por me dar serenidade e sabedoria para momentos de indecisão, fortalecendo ainda mais minha fé. Porém, o maior agradecimento vai para a minha família e para o meu namorado, Ricardo, que estiveram ao meu lado, me apoiando e me fazendo lembrar durante todo o segundo qual é o meu sonho e qual a importância dele. Eles me deram força e foram extremamente pacientes nos dias de frustração e de ansiedade. Vocês foram meu porto seguro e minha calma para me ajudar a colocar os pés no chão e lembrar que tudo tem um tempo para acontecer. Vocês não tem dimensão da importância que vocês tiveram em minha vida, principalmente neste último ano.

Obrigada por tudo!

## RESUMO

DAVANZO, Eloá. Retornos à Educação: uma análise da redução do diferencial salarial por anos de estudo no Brasil no período de 2001 a 2012. 2014. 80 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2014.

O objetivo deste trabalho é analisar a redução nos diferenciais de salário por escolaridade no Brasil entre 2001 e 2012, a partir da utilização dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Embora a relação positiva entre anos de estudo e rendimento no mercado de trabalho prevaleça, estudos recentes para o caso brasileiro mostram queda dos diferenciais salariais por anos de estudo ao longo da última década. Acredita-se que fatores como a expansão de vagas no ensino superior (nem sempre acompanhada de qualidade), e a absorção de estudantes menos aptos (menor produtividade mesmo com o diploma universitário) – ou ainda uma combinação desses fatores - podem explicar a queda observada nos diferenciais de salário. A hipótese do trabalho é de que a baixa qualidade da educação brasileira oferece mão-de-obra pouco qualificada para o mercado de trabalho, resultando em baixa produtividade e conseqüentemente menores salários mesmo com diploma. A partir da decomposição de Oaxaca-Blinder, comprova-se a recente queda dos diferenciais salariais, assim como dos retornos à educação. Conclui-se que os diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil entre 2001 e 2012 podem ser explicados por diferenças na produtividade dos indivíduos, porém não é possível identificar a relação entre a baixa qualidade da educação e a redução da produtividade, já que os salários médios se elevaram ao longo do período. Portanto, a hipótese do trabalho foi parcialmente corroborada.

Palavras-chave: Retornos à educação. Mercado de trabalho. Diferenciais salariais.

## **ABSTRACT**

The present study aims to analyze the reduction of the wage differential by schooling in Brazil between 2001 and 2012, using the PNAD data. Although the positive relation between years of schooling and earnings in the labor market persists, recent research on Brazilian shows that wage differentials by schooling have been falling during the past decade. Factors such as the enrollment increase in higher education (not always with quality), and the market's absorption of students with low productivity – or even a combination of these factors – may explain the wage differential fall. The study's hypothesis is that the low quality of Brazilian education offers low skilled labors to the market, resulting in low productivity and lower wages even with a diploma. Using the Oaxaca-Blinder decomposition, the recent fall in the wage differentials has been proven, as well as the returns to education. One can conclude that the wage differentials by years of schooling in Brazil can be explained by productivity differentials, however it is not possible to identify the relationship between educational quality and labor productivity since the mean wages increased during the analyzed years. Therefore, the hypothesis of this study can only be partly confirmed.

**Keywords:** Returns to education. Labor market. Wage differentials.



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do salário real médio mensal para mulheres urbanas durante o período de 2001 a 2012.....	46
Figura 2 – Evolução do salário real médio mensal para mulheres rurais durante o período de 2001 a 2012.....	47
Figura 3 – Evolução do salário real médio mensal para homens urbanos durante o período de 2001 a 2012.....	48
Figura 4 – Evolução do salário real médio mensal para homens rurais durante o período de 2001 a 2012.....	49
Figura 5 – Diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil para o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010) – homens e mulheres.....	51
Figura 6 – Retornos à educação durante o período de 2001 a 2012 para mulheres e homens de regiões rurais e urbanas (%)......	55
Figura 7 – Porcentagem do diferencial de salários explicada por diferenças na produtividade (%)......	62

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Retornos ao investimento por nível educacional, ano mais recente (%).....	33
Tabela 2 – Médias e desvios padrões das variáveis utilizadas no modelo econométrico.....	53
Tabela 3 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2012 (R\$).....	58
Tabela 4 – Porcentagem do diferencial de salários explicada por diferenças na produtividade (%).....	61
Tabela 5 – Salário real médio mensal por anos de estudo no Brasil (R\$) – região urbana.....	72
Tabela 6 – Salário real médio mensal por anos de estudo no Brasil (R\$) – região rural....	72
Tabela 7 – Equações mincerianas: mulheres de regiões rurais.....	73
Tabela 8 – Equações mincerianas: mulheres de regiões urbanas.....	73
Tabela 9 – Equações mincerianas: homens de regiões ruais.....	74
Tabela 10 – Equações mincerianas: homens de regiões urbanas.....	75
Tabela 11 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2012.....	76
Tabela 12 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2002 e 2012.....	76
Tabela 13 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2003 e 2012.....	77
Tabela 14 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2004 e 2012.....	77
Tabela 15 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2011.....	78
Tabela 16 – Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2009.....	78
Tabela 17 - Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2003 e 2006.....	79

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>11</b>
<b>2 JUSTIFICATIVA.....</b>	<b>15</b>
<b>3 OBJETIVOS.....</b>	<b>17</b>
<b>4 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO E OS RETORNOS À EDUCAÇÃO.....</b>	<b>19</b>
<b>5 METODOLOGIA.....</b>	<b>35</b>
<b>5.1 FONTE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....</b>	<b>41</b>
<b>6 EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO: UM PANORAMA DO BRASIL.....</b>	<b>45</b>
<b>7 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>53</b>
<b>8 CONCLUSÕES.....</b>	<b>63</b>
<b>9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>67</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A teoria do capital humano, que começou a ser desenvolvida nos anos 1960, introduziu pela primeira vez na teoria econômica a relação entre as habilidades do indivíduo (sejam elas inatas ou adquiridas) e a sua produtividade, o que então determinaria seu salário. Até então, considerava-se o modelo de concorrência perfeita, onde para cada salário real existiria uma quantidade ótima de contratações e os trabalhadores decidiriam então pela oferta de trabalho que maximizasse sua utilidade. Neste modelo, a força de trabalho é tratada como um bem como outro qualquer, sendo os trabalhadores fatores de produção facilmente substituíveis entre si. Logo, não haveria no modelo neoclássico a existência da desigualdade salarial. A teoria do capital humano surge então com a busca pela determinação da origem dos diferenciais salariais sem, entretanto, abandonar o pressuposto neoclássico de que a produtividade determina os salários. O capital humano seria o conjunto de habilidades que um indivíduo possui, sejam elas habilidades desenvolvidas no sistema escolar (escolaridade) ou no local de trabalho (anos de treinamento e experiência). A escola seria responsável por modificar as habilidades cognitivas do indivíduo, e conseqüentemente sua capacidade produtiva. Assim, o produto marginal do trabalho torna-se mais elevado, resultando em um salário maior (Neder e Ribeiro, 2011).

Gary Becker (1962) é um dos pioneiros na teoria do capital humano, e traz em sua análise o fato de que o indivíduo trabalhador pode investir em qualquer um dos aspectos que aumentam e melhoram suas habilidades (escolaridade e/ou treinamentos), melhorando seu capital humano, e conseqüentemente elevando sua produtividade marginal e o seu rendimento no mercado.

Mincer (1974) fundamenta-se na teoria do capital humano para elaborar uma equação de rendimentos que considera a educação e a experiência como fatores que influenciam a determinação do mesmo (Cirino e Lima, 2012). A equação minceriana mostra a relação positiva entre escolaridade e salários (rendimento do trabalho), predita pela teoria do capital

humano: quanto mais alto o nível de escolaridade de um indivíduo, maior será o seu salário. Logo, pode-se estabelecer que, tudo o mais constante, o indivíduo que deseja atingir maiores salários investirá mais em educação do que outros, em termos de anos de estudo.

Para mostrar a evolução do diferencial salarial por anos de estudo no Brasil entre 1992 e 2011, Komatsu, Lee e Menezes-Filho (2013) evidenciam duas situações a partir da análise dos dados da PNAD e dos Censos Demográficos do IBGE: (i) conforme o esperado, a mudança de nível de ensino eleva os salários dos indivíduos. Nota-se, por exemplo, que possuir 11 anos de estudo (equivalente à conclusão do ensino médio) aumenta em cerca de 1,5 vez o salário referente a 8 anos de estudo (equivalente à conclusão do ensino fundamental) durante a década de 1990. Já a conclusão do ensino superior está relacionada a um salário de 2 a 3 vezes maior do que aquele relacionado à conclusão do ensino médio, dependendo do ano analisado; (ii) é evidenciada uma tendência recente de queda dos diferenciais salariais, que é observada em todos os níveis, exceto na relação entre a pós-graduação e o ensino superior.

Considerando-se o fato de que os indivíduos possuem a informação de que maior escolaridade está associada a melhores salários, estes estarão mais dispostos a investir em sua educação. Dentro deste cenário, surgem debates sobre as possíveis consequências a longo prazo da expansão da oferta de serviços educacionais em todos os níveis e das políticas de inclusão e manutenção de estudantes no sistema formal de ensino. Discute-se, por exemplo, os efeitos do aumento do número de pessoas com diploma superior no mercado de trabalho, obtidos em instituições de baixa qualidade (os exames de proficiência e as classificações do INEP mostram uma porcentagem de instituições ameaçadas de fechamento todos os anos). Além disso, políticas como a progressão continuada, nas quais existe a possibilidade de repetência apenas nos finais dos ciclos, ou programas como Bolsa Escola/Bolsa Família, que incluem no sistema formal indivíduos cujo *background* familiar não favorece o aproveitamento do conteúdo visto em sala de aula, poderiam produzir indivíduos que

concluem aquela fase sem os conhecimentos necessários para sua formação: ou seja, são políticas de manutenção e inclusão – necessárias do ponto de vista da igualdade social – que podem diminuir a qualidade dos serviços prestados e/ou das habilidades adquiridas.

No entanto, como mostram Loureiro, Mendonça e Sachsida (2004), possuir a informação de que mais anos de estudo geram maiores salários nem sempre incentiva o investimento em educação, pois existe o custo de oportunidade. Um indivíduo de baixa renda, por exemplo, seria menos propenso a investir em educação devido ao grande custo gerado pelo baixo retorno que recebe - o investimento levaria muito tempo para se tornar atrativo. Da mesma maneira, famílias de baixa renda também não estariam dispostas a investir na escolaridade dos filhos, mesmo sabendo que com mais anos de estudo o retorno é maior. Segundo os autores, haveria um *breaking point* na análise do investimento em educação: por sua própria iniciativa, o agente tem uma baixa propensão a investir em escolaridade se ele se encontra em um nível corrente de escolaridade abaixo do *breaking point*, pois seu retorno esperado é muito baixo. Por outro lado, se o nível de escolaridade deste indivíduo estiver acima do *breaking point*, o seu incentivo em investir em educação é alto devido à elevada expectativa de retorno.

Tratando-se de qualidade do ensino, exames de proficiência padronizados, tanto nacionais (Prova Brasil, Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica - SAEB, Prova São Paulo) quanto internacionais (como o Programa Internacional de Avaliação de Estudantes - PISA), mostram que o nível de conhecimento dos estudantes é, em geral, inferior ao esperado para a série/ano, principalmente entre estudantes de escolas públicas, o que reforça a ideia de que a qualidade da educação está aquém do desejado.

Em estudo sobre a relação entre o desempenho escolar e os salários no Brasil, Curi e Menezes-Filho (2006) examinam se a qualidade do ensino afeta os salários a serem recebidos no mercado de trabalho. A qualidade da educação foi mensurada a partir das notas obtidas por

uma geração em exames de proficiência realizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) ao término do ensino médio. Os retornos do mercado de trabalho foram analisados para a mesma geração, cinco anos depois, utilizando-se os dados do Censo Demográfico de 2000 e o modelo de pseudo painel<sup>1</sup>. Os resultados corroboram a hipótese de que as notas obtidas por uma geração nos exames de proficiência influenciam de forma significativa os salários recebidos por esta mesma geração cinco anos depois, quando esta já se encontra no mercado de trabalho. Segundo os autores, a importância da qualidade da educação se dá pelo fato de que o capital humano é um dos principais determinantes da taxa de crescimento e do nível de bem-estar de um país. A melhoria do desempenho dos alunos poderia ser atingida através de melhores remunerações aos professores e diretores, critérios mais rigorosos para contratação dos mesmos, assim como investimento e infraestrutura.

Dado o contexto de queda dos retornos à escolaridade e as hipóteses de aumento da oferta de mão-de-obra e de baixa qualidade do ensino, o objetivo deste trabalho é verificar se a redução desses retornos está associada à redução na qualidade da mão de obra.

---

<sup>1</sup> O modelo de pseudo painel é utilizado quando não há disponibilidade de dados em painel, mas sim de vários cortes transversais independentes entre si (Curi e Menezes-Filho, 2006).

## 2 JUSTIFICATIVA

A importância deste trabalho se dá a partir da verificação da existência de um cenário de queda dos retornos à escolaridade e dos diferenciais salariais. Como dito anteriormente, a teoria do capital humano deixa explícita a relação positiva entre anos de estudo e o rendimento no mercado de trabalho: quanto maior o nível de escolaridade de um indivíduo, maior o seu salário (Becker, 1962). Deste modo, o diferencial salarial entre pessoas de baixo e alto nível educacional era elevado, chegando a um salário 3 vezes maior para uma pessoa com ensino superior em relação a um indivíduo concluinte do ensino médio. Entretanto, os diferenciais começam a cair em meados de 2003 com exceção da relação entre pós-graduação e graduação (LEE et. al. 2013).

Assim, verificamos que a relação positiva entre anos de estudo e retornos salariais ainda é observada no Brasil, conforme o esperado, mas o novo cenário é de queda do diferencial salarial entre anos de estudo. Este fato faz com que seja necessário analisar quais as possíveis causas desta queda no diferencial salarial. A importância da qualidade da educação, como citado anteriormente, se dá pelo fato de que o capital humano é um dos principais determinantes da taxa de crescimento e do nível de bem-estar de um país. Por outro lado, Menezes-Filho (2001) cita o intenso debate que existe em torno do “peso da educação como fator explicativo da desigualdade de renda no Brasil”: a escolaridade gera diferenças de produtividade entre os indivíduos que perdurarão por todo o seu ciclo vida. Deste modo, a hipótese deste estudo é de que como a qualidade média da formação escolar é baixa no Brasil, ocorre a oferta de mão-de-obra cada vez menos produtiva, reduzindo assim o retorno à escolaridade ao longo dos anos.





### **3 OBJETIVOS**

O principal objetivo deste trabalho é analisar a redução dos diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil. A hipótese é que tal queda é resultado da baixa qualidade da educação brasileira, que seria responsável por colocar no mercado de trabalho indivíduos com menor produtividade e, conseqüentemente, com menor remuneração, para determinada escolaridade.

Os objetivos específicos visam determinar as especificidades da educação e do mercado de trabalho brasileiro. Na Seção 6 estão presentes as análises sobre a evolução do salário médio real para mulheres e homens rurais e urbanos, onde é possível observar o comportamento dos salários ao longo do período analisado. É então realizada a determinação dos diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil para o período de 2001 a 2012 com a finalidade de entender seu comportamento ao longo do período.



#### 4 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO E OS RETORNOS À EDUCAÇÃO

Becker (1962) define o investimento em capital humano como uma das atividades responsáveis por elevar a renda real futura de um indivíduo. Este investimento incluiria a escolaridade, treinamento profissional, cuidados de saúde e até mesmo a aquisição de informações sobre o sistema econômico. A diferença entre eles estaria nos efeitos relativos que causam nos salários e no consumo, na quantidade de recursos investidos e no tamanho do retorno oferecido. Todos estes tipos de investimento nos seres humanos aumentariam suas habilidades físicas e mentais, elevando então a previsão de sua renda real futura. Sabe-se que as pessoas diferem em termos de bem-estar econômico, tanto em uma comparação entre famílias quanto entre países. Ainda segundo Becker (1962), durante certo tempo os economistas atribuíram estas diferenças ao acúmulo de capital físico, já que pessoas ricas possuíam um número maior de bens do que outras. No entanto, diversos estudos sobre crescimento de renda mostraram que outros fatores que não a quantidade de capital físico poderiam ter um papel importante na explicação destas diferenças. Voltou-se a atenção para a análise de fatores menos tangíveis, como, por exemplo, o conhecimento detido por cada indivíduo. Assim, a preocupação com o capital humano está relacionada com esta nova ênfase na análise de fatores intangíveis para o entendimento da desigualdade de renda entre as pessoas.

Mincer (1974) estuda a relação entre experiência e desigualdade de renda a partir de um modelo de capital humano de investimento em educação e treinamento. Como mostram Lam e Levison (1990), os pontos básicos de Mincer podem ser notados considerando-se uma equação de rendimentos simples para o indivíduo  $i$  com  $j$  anos de experiência:

$$\ln Y_{ij} = \alpha_i + rS_i + f_i(j) + u_i \quad (1)$$

onde  $Y_{ij}$  é o rendimento da  $i$ -ésima pessoa no período  $j$ ,  $\alpha_i = \ln E_{i0}$  é o logaritmo do rendimento que a pessoa  $i$  teria caso não tivesse escolaridade ou capital humano pós-escola,  $r$  é a taxa de retorno da educação,  $S_i$  é o número de anos de escolaridade da pessoa  $i$ ,  $f_i(j)$  é o retorno

líquido aos investimentos em capital humano feitos após a escolarização da pessoa  $i$ , sendo  $j$  os anos de experiência, e  $u_i$  representa erros não correlacionados com outros determinantes dos rendimentos observados<sup>2</sup>.

Para Schultz (1961), apesar de durante muito tempo ter sido observado que o crescimento do produto nacional estaria ligado ao aumento de terras, horas trabalhadas e capital físico reprodutível, é o investimento em capital humano que provavelmente traz a maior explicação para estas variações. De acordo com o autor, grande parte do que consideramos consumo é na verdade investimento em capital humano: despesas diretas com educação, saúde, migrações internas para aproveitar melhores oportunidades de trabalho, entre outros. A utilização das horas de lazer para aprimorar habilidades e conhecimento é também um exemplo de investimento em capital humano. A partir destes investimentos, a qualidade do esforço humano pode ser muito melhorada, resultando em um aumento de sua produtividade. O investimento em capital humano seria então o grande responsável por aumentos significativos no rendimento real por trabalhador. Schultz afirma que investindo em si mesmo, um indivíduo pode aumentar o alcance das escolhas disponíveis a ele, alcançando então um maior bem estar.

“Durante muito tempo, economistas mostraram que a população é uma importante parte da riqueza das nações. Mensurada a partir da contribuição do trabalho no produto, a capacidade produtiva dos seres humanos tornou-se maior do que todas as outras riquezas consideradas juntas. O que eles não especificaram, entretanto, foi uma simples verdade: a população investe em si mesma, e estes investimentos são grandes.” (Schultz, 1961).

---

<sup>2</sup> Segundo Lam e Levison (1990), capital humano pós-escola refere-se a investimentos (como treinamento no trabalho) cujos custos diretos ou de oportunidades são do tipo de rendimentos deixados de ganhar. Não são incluídos os retornos à experiência *per se*.

Saschida et al. (2004) estudam a questão do retorno em escolaridade para o Brasil, levando-se em conta as diferentes fontes de viés que poderiam prejudicar a estimação da equação de salários, gerando um viés para o retorno em escolaridade. Segundo os autores, grande parte dos trabalhos aplicados a entender a questão do retorno à escolaridade se concentra na estimação de uma versão da equação abaixo:

$$w_i = \ln W_i = \alpha + \beta S_i + \delta X_i + u_i \quad (2)$$

onde  $W$  é uma medida de renda ou salário;  $S$  é uma medida de escolaridade tomada em geral em número de anos de escolaridade ou graus completados;  $X$  é um conjunto de variáveis de controle que podem ter efeito sobre a renda;  $u$  é o distúrbio aleatório que comporta todas as forças não diretamente explicitadas no modelo, mas que possuem influência sobre a renda do indivíduo.

A primeira fonte de viés analisada diz respeito à estratégia de demanda por emprego do agente, ou seja, o salário não depende apenas da oferta de salário, mas também da estratégia de *job-search* do agente. Cada agente teria implícito um determinado salário de reserva abaixo do qual ele não aceitaria participar do mercado de trabalho. Segundo os autores, a não consideração deste fato faz com que as estimativas da equação (2) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sejam viesadas devido ao aparecimento do viés de seleção amostral, pois grupos que usam regras distintas são analisados de modo idêntico.

A segunda fonte de viés é a escolha endógena do nível de escolaridade, ou seja, ela é tratada como uma escolha racional do agente. A última fonte de viés deriva do problema relacionado ao viés de habilidade, que decorre da omissão de uma variável relevante no modelo representado pela equação (2) que possa representar a habilidade ou o talento do indivíduo. Como é apontado no trabalho, a omissão desta variável pode ocorrer por diversos motivos, sendo talvez o principal deles o fato de não existir consenso quanto ao modo de mensuração da mesma. Há trabalhos que tentam construir medidas de habilidade, outros que

utilizam o QI como *proxy*, e ainda aqueles que fazem uso das variáveis instrumentais para corrigir o viés. Considera-se como maneira mais apropriada para esta correção a metodologia de dados em painel, já que a habilidade é uma característica própria do indivíduo e, por hipótese, não se altera no tempo.

Os resultados mostraram que, para a primeira fonte de viés, a imposição de um salário reserva age com mais força no curto prazo, tendendo a desaparecer ao longo do tempo devido à escassez de oferta de trabalho. Encontra-se ainda como resultado que, tomando como base a equação de determinação individual dos anos de estudo, o agente tem uma baixa propensão em investir em escolaridade se ele se encontra em um nível corrente de escolaridade abaixo do chamado *breaking point*, pois neste ponto sua expectativa de retorno é muito baixa. O retorno para indivíduos com 16 anos de estudo, por exemplo, é sempre o dobro do retorno obtido para um nível de escolaridade de 4 anos.

Suliano e Siqueira (2012) analisam os retornos à educação para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, devido a grande disparidade socioeconômica entre elas. A pesquisa abrange o período de 2001 a 2006, caracterizado por forte queda na desigualdade de renda, juntamente com uma rápida expansão educacional. Os autores mostram que quase metade da queda da desigualdade de renda observada entre 2001 e 2004 deve-se aos rendimentos do trabalho, assim como às transferências governamentais, com diferentes impactos nas regiões do país. A desigualdade de renda que era observada teria como explicação a interação entre oferta e demanda no mercado de trabalho: a partir de uma acelerada expansão da atividade econômica, a demanda por mão-de-obra qualificada se eleva, causando uma maior dispersão salarial entre os grupos de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação, já que a oferta no curto prazo é relativamente inelástica. Deste modo, a educação seria o fator explicativo do aumento da desigualdade de renda, com ênfase no papel dos seus retornos (Langoni, 2005). A partir da utilização dos dados das PNADs dos anos de 2001 a 2006, considerando-se apenas

homens com idade entre 24 e 65 anos, encontra-se como resultado que, nos modelos que consideram conjuntamente as duas regiões analisadas, um ano a mais de estudo eleva o salário em 16% no Nordeste e em 13% para o Sudeste. Segundo os autores, esta diferença de 3 pontos percentuais é o coeficiente do termo de interação Sudeste e anos de estudo. O termo de intercepto nos modelos da região Nordeste é superior em valor absoluto aos da região Sudeste. Dado que o coeficiente representa o salário de um indivíduo na base de estimação, a região Sudeste apresenta então uma maior convergência salarial entre seus trabalhadores do que o Nordeste.

Paes de Barros e Mendonça (1998) investigaram a estrutura salarial brasileira a partir da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) de 1996/97, analisando três tipos de diferenciais salariais: os diferenciais resultantes de atributos produtivos (escolaridade e experiência no mercado de trabalho), os diferenciais decorrentes da discriminação por gênero ou cor, e por fim, os diferenciais originados na segmentação do mercado de trabalho. O primeiro ponto de análise dos autores condiz com o debate exposto neste trabalho: os diferenciais salariais resultantes da escolaridade e das habilidades adquiridas com a experiência no mercado de trabalho. A escolaridade foi considerada como o número de séries completadas com sucesso, tendo a população considerada uma média de 6,5 anos de estudo. A desigualdade educacional se apresentou elevada, com 13% dos trabalhadores sem qualquer escolaridade, e apenas 11% com alguma educação superior. Como resultado, a pesquisa indicou que um ano a mais de estudo eleva o salário em 14%, quando as variáveis que captam a discriminação e a segmentação do mercado de trabalho não são consideradas, e em 10%, quando estas são inclusas. Segundo os autores, este resultado “esclarece que parte dos ganhos salariais decorrentes da educação advém de um maior acesso aos melhores postos de trabalho”. No entanto, percebe-se que os ganhos salariais com educação não são uniformes: o ganho salarial no nível fundamental foi inferior aos ganhos com a educação secundária (ensino médio) e



com a educação superior. Na segunda parte do ensino fundamental (5ª à 8ª série – ciclo de oito anos; 6º ano ao 9º ano – ciclo de nove anos), os salários apresentaram uma sensibilidade muito baixa. Já para o ensino secundário e superior, um ano a mais de escolaridade foi responsável por um impacto positivo de 15% e 20% nos salários, respectivamente.

A partir de uma investigação sobre a relação da dinâmica educacional e a desigualdade de renda no Brasil, Fernandes et al. (2007) afirmam que “a evolução da desigualdade nos rendimentos ao longo do tempo pode ser descrita por uma estrutura que abrange os efeitos do tempo, da experiência e de coortes dentro de cada grupo educacional”. Os efeitos do tempo seriam os efeitos macroeconômicos, ou seja, aqueles causados por mudanças na economia, como fatores institucionais, inflação e taxa de desemprego. Os efeitos de experiência seriam os responsáveis por captar o aumento da dispersão de rendimentos que ocorre ao longo do ciclo de vida em uma população que está envelhecendo. Já os efeitos de coorte refletem mudanças permanentes na composição da população. Estas mudanças seriam resultado, por exemplo, das características dos novos indivíduos que estão entrando no mercado de trabalho com relação aos que estão saindo.

Para analisar o papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação, Andrade e Menezes-Filho (2005) utilizam dados das PNADs para o período 1981-1999 com o objetivo de estimar o impacto das evoluções das ofertas relativas de trabalho sobre os diferenciais de salários de trabalhadores no Brasil. O modelo teórico utilizado traz uma função de produção que depende de três agregados de trabalho, que são as categorias de qualificação em que os trabalhadores são divididos: qualificados, intermediários e não-qualificados. A estimação é feita em dois estágios: o primeiro fornece estimativas para as elasticidades de substituição entre grupos de idade. Já o segundo estima as elasticidades de substituição entre grupos de qualificação. Os resultados mostraram que a proporção de indivíduos com baixa qualificação (até 4 anos de estudo) está diminuindo na força de trabalho

brasileira, enquanto a participação de pessoas com nível médio de escolaridade (entre 5 e 11 anos de estudo) está se elevando. Já o percentual de trabalhadores que possui ao menos 1 ano de ensino superior cresceu até a geração nascida no início dos anos 1950, mas passou a cair continuamente até as gerações nascidas no final dos anos 1960. Tratando-se dos diferenciais salariais, os autores encontraram que o diferencial médio entre intermediários e não-qualificados, e entre qualificados e não-qualificados, está diminuindo ao longo do tempo. Para qualificados e intermediários, constatou-se que o diferencial médio chegou a cair durante a década de 1980, apresentando comportamento oposto na década 1990, com crescimento elevado.

Em estudo sobre o impacto da educação dos pais sobre os retornos à escolaridade dos trabalhadores e as consequências deste efeito para a desigualdade de rendimentos no Brasil, Ramos e Reis (2009) apontam que um ano a mais de estudo está associado a um aumento de 4,8% no diferencial de rendimentos entre os trabalhadores cujos pais concluíram ao menos oito anos de estudo em relação ao grupo de trabalhadores cujos pais não completaram quatro anos de estudo. A pesquisa utilizou os dados da PNAD do ano de 1996. O estudo é importante, pois mostra como os rendimentos no mercado de trabalho apresentam uma certa persistência entre gerações. Como os autores mostram, em geral indivíduos com pais escolarizados tem um nível médio de escolaridade maior do que os trabalhadores com pais pouco educados, o que indicaria uma mobilidade educacional limitada. Ou seja, quando se compara dois indivíduos com a mesma escolaridade, o diferencial de rendimentos tende a aumentar para cada ano adicional de estudo se os pais destes trabalhadores apresentam diferentes níveis de escolaridade. Desta forma, é possível perceber que a estrutura educacional das famílias exerce um importante papel na determinação da desigualdade de rendimentos no Brasil. O artigo ainda evidencia que, mesmo a elevada desigualdade educacional sendo mantida, a desigualdade seria reduzida e a média dos rendimentos do trabalho aumentaria se

trabalhadores com pais pouco escolarizados tivessem o mesmo retorno à escolaridade que trabalhadores cujos pais alcançaram níveis educacionais elevados. Portanto, como as desigualdades educacionais tendem a ser transmitidas por gerações, é necessário que se desenvolvam políticas que assegurem a qualidade e o acesso à educação, ao mesmo tempo em que seja possível para a população de baixa renda investir em seu capital humano, a partir da redução do seu custo de oportunidade.

Para efeitos comparativos com o Brasil, é importante expor resultados encontrados em outros países. Trostel et al. (2002) estimam a taxa de retorno à educação em 28 países<sup>3</sup>, utilizando microdados comparáveis de 1985 a 1995. Os dados são referentes ao Programa Internacional de Pesquisa Social e foram coletados em um grande número de países a partir de um questionário em comum. A amostra analisada é composta de indivíduos empregados, com idade entre 21 e 59 anos no ano da entrevista, desconsiderando-se indivíduos autônomos, que ainda estudam ou aposentados. O estudo a partir da análise por Mínimos Quadrados Ordinários sugeriu uma taxa média mundial de retorno à educação inferior a 5% para os homens, e um pouco abaixo de 6% para as mulheres. A maior taxa de retorno estimada foi para as mulheres nas Filipinas, com retorno igual a 19,2%. Já a menor taxa foi encontrada para as mulheres na Holanda, com retorno igual a 1,9% (cerca de dez vezes menos que a taxa mais elevada). O estudo mostra uma pequena aparente correlação entre a taxa de retorno e a renda per capita: os retornos mais elevados são encontrados em países com renda relativamente alta (Estados Unidos e Japão) e relativamente baixa (Filipinas), assim como naqueles com renda intermediária (Irlanda do Norte, Grã Bretanha e Polônia). Houve também um aparente padrão entre a taxa de retorno e a frequência média na escola nas amostras, assim

---

<sup>3</sup> Os países analisados são: Alemanha Ocidental, Alemanha Oriental, Austrália, Áustria, Bulgária, Canadá, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Grã Bretanha, Holanda, Hungria, Irlanda, Irlanda do Norte, Israel, Itália, Japão, Letônia, Noruega, Nova Zelândia, Polônia, República Eslovaca, República Tcheca, Rússia, Suécia, Suíça e Tchecoslováquia.

como também foi identificada uma pequena relação entre o retorno e a porcentagem do Produto Interno Bruto gasto com educação.

Alves et al. (2010) analisaram o investimento e os retornos à educação em Portugal. Segundo os autores, apesar de apresentar um crescimento econômico contínuo durante o século XX, o desenvolvimento educacional não acompanhou este cenário. Ao longo de mais de dois terços do século XX o nível educacional dos portugueses não foi além de quatro anos de escolaridade, o que contrasta com a realidade encontrada em outros países desenvolvidos, que conseguiram aliar uma população ativa com elevada escolaridade às instituições promotoras do crescimento. O resultado do elevado investimento em capital humano é a criação de uma vantagem competitiva na área da inovação e forte crescimento econômico.

Na análise sobre a estrutura salarial e os retornos à educação, os autores afirmam que nas duas últimas décadas e meia o mercado de trabalho português sofreu grandes variações. De 1982 a 1995, a porcentagem de diplomados universitários cresceu de maneira limitada, permanecendo em níveis muito baixos. A partir de 1995 o número de graduados aumentou expressivamente, aumentando em 8 pontos percentuais sua importância no emprego total do setor privado. Mesmo com este progresso, a oferta de mão-de-obra qualificada em Portugal ainda é escassa, fazendo com que a obtenção de um diploma de nível universitário apresente uma taxa de retorno apreciável. Segundo dados do Ministério do Trabalho português analisados pelos autores, em 2006 os graduados tinham em média um salário base mensal de 1.625 euros, enquanto o salário médio da economia era de 805 euros. O benefício marginal de concluir o ensino superior em relação ao ensino médio era, em média, de 763 euros. O estudo mostra ainda que, durante o período de 1982 e 2006, os indivíduos com maior escolaridade obtiveram ganhos salariais reais elevados, saindo de 1.339 euros para 1.625 euros para aqueles com o diploma universitário.

Em análise para a Espanha, Alba-Ramírez e Segundo (1995) encontram resultados que também corroboram a teoria: um ano adicional de estudo causa um aumento aproximado de 8,4% nos rendimentos. Os autores estimaram equação de salários por sexo, classe dos trabalhadores e setor público e privado de emprego, a partir de dados que complementaram o questionário da *Active Population Survey* (EPA) em 1990. O questionário foi aplicado em uma amostra de 2.000 famílias. Apesar de ser pequena, a amostra foi desenhada como uma representação da força de trabalho nacional. Além da taxa de retorno por ano de escolaridade, foi encontrado também que os retornos para o nível superior são maiores no setor público, enquanto que para o ensino secundário o maior retorno se dá no setor privado. Os retornos para o nível universitário são maiores para as mulheres, independente da classe do trabalhador e do setor em que se encontra. Entretanto, os autores frisam que este resultado deve ser analisado com cautela devido à reduzida amostra utilizada.

Lam e Levison (1990) analisam os perfis de desigualdade por idade e experiência para homens brasileiros e norte-americanos, a partir de dados da PNAD e da *Current Population Survey* referentes ao ano de 1985. A partir da estimação de equações de rendimentos, os autores encontram que os diferenciais entre os rendimentos por nível educacional tendem a cair com o aumento da experiência dos trabalhadores no Brasil, enquanto que para os Estados Unidos a distribuição é mais estável, apresentando um formato em “U”. Segundo os autores, ambos os países apresentaram uma escolaridade média crescente com o tempo, o que significa que os grupos mais jovens continuam estudando. Os retornos à educação para o Brasil foram consistentemente mais altos, sendo a diferença igual a 5 pontos percentuais para quase todos os grupos de idade (Brasil com retornos entre 0,13 e 0,17 para homens entre 25 e 60 anos de idade contra retornos entre 0,06 e 0,11 para os Estados Unidos, para a mesma faixa etária). Os autores afirmam que a diferença dos retornos entre os dois países se deve às desigualdades dos perfis de escolaridade dos mesmos. Embora ambos tenham apresentado um crescimento

da escolaridade média ao longo do tempo, nos Estados Unidos este aumento foi acompanhado de uma redução na variância da escolaridade para grupos de idade e de experiência, enquanto que no Brasil esta variância se elevou. Ou seja, para os homens brasileiros, os diferenciais dos rendimentos cresceriam à medida que o nível de escolaridade também aumentasse.

Em estudo para países da América Latina, Manacorda et al. (2010) utilizam microdados para as áreas urbanas de Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e México – cinco das seis maiores economias da região - para analisar os retornos à educação e o papel da oferta e da demanda na determinação dos prêmios salariais por habilidade, encontrando como resultado uma tendência dos retornos para os homens durante os anos 1980 e 1990. Os autores propõe um modelo de demanda por habilidade com três insumos de produção, correspondentes a trabalhadores com o nível primário, secundário e universitário de ensino, considerando todos os trabalhadores assalariados, formais e informais. As tendências salariais são baseadas em uma amostra de trabalhadores masculinos, que trabalham todo o período e que tenham concluído o nível primário, secundário ou terciário de ensino. As tendências de oferta são baseadas em uma amostra de trabalhadores masculinos e femininos que tenham completado qualquer nível de instrução entre o primário incompleto e o terciário incompleto.

Foi encontrada uma oferta de trabalhadores com o nível secundário de ensino sem precedentes, o que diminuiu seu salário relativo em relação a trabalhadores com apenas o nível primário. Para cálculo dos prêmios salariais médios, estima-se uma regressão do log dos rendimentos em função da idade, da idade ao quadrado, binárias para os níveis secundário e terciário de educação e binárias para os anos. Os retornos à educação são geralmente elevados, para os quais cada ano adicional de estudo está associado a um aumento de 10% a 20% nos salários. Entretanto, os autores encontraram grandes variações entre os países. Na Argentina e na Colômbia, trabalhadores com o ensino secundário completo recebem aproximadamente 45% a mais do que aqueles que possuem apenas o primário, enquanto que

no Brasil este valor chega a 83% a mais. Da mesma forma, o salário dos indivíduos com o diploma universitário é aproximadamente 90% maior do que aqueles com o ensino secundário no Chile, mas apenas 45% maior do que o salário dos trabalhadores na Argentina e no México. Os retornos relativos ao nível terciário no geral aumentaram e os retornos relativos ao ensino secundário diminuíram durante o período para todos os países analisados. A única exceção foi o México, que apresentou um retorno crescente para a educação secundária em relação à primária.

No que diz respeito à estrutura do mercado de trabalho, em média, trabalhadores com o nível primário respondem por 50% a 60% da oferta de trabalho, enquanto aqueles com o nível secundário respondem por 25% a 30%, e os de nível terciário por 15% a 20%. Segundo os autores, a única exceção é o Chile, onde 50% da oferta de trabalho completou o ensino médio, mas apenas 30% completaram somente o nível primário. Os resultados mostram ainda que a taxa de emprego aumenta com a educação, indicando que a taxa de desemprego é maior entre aqueles que possuem apenas o ensino primário e menor para aqueles com o nível universitário.

Também analisando a América Latina, Carnoy (1967) compara os retornos por escolaridade no México, Chile, Colômbia e Venezuela. Sua análise tenta desenhar implicações para o investimento em escolaridade que são mais aplicáveis a estágios menos avançados de desenvolvimento. Primeiramente, o autor detalha seu estudo sobre o México, uma economia que apresentou três décadas de um crescimento rápido e sustentado. A amostra para a análise mexicana é composta de 4.000 homens urbanos, assalariados, escolhidos em um período de quatro meses com informações colhidas a partir de questionários. Em uma segunda parte, os resultados do México são comparados com resultados de estudos independentes para o Chile, Colômbia e Venezuela, além de vários anos para os Estados Unidos.

Para o México, estimou-se a renda advinda do trabalho como uma função de várias variáveis independentes, como o número de anos de escolaridade formal, idade, ocupação e ocupação do pai. Em um segundo estágio, a amostra foi dividida por nível de escolaridade. Os resultados mostraram que a educação é um importante fator explicativo do diferencial de renda entre os assalariados mexicanos, mesmo quando outras variáveis são consideradas. Quando a escolaridade foi analisada como única variável explicativa, 43% da variação de renda era explicada por diferenças na escolaridade. Quando a idade também é considerada, a porcentagem cai para 36%. Já quando além da idade, são inclusas também a cidade, a ocupação do pai, o tipo de indústria em que trabalha e frequência, a escolaridade determina 29% da variação de renda.

Em análise mais abrangente, Psacharopoulos e Patrinos (2004) trazem a importância da estimação dos retornos à educação, assim como as diferenças em métodos e resultados, trazendo os valores dos retornos à educação por nível de escolaridade mais recentes para mais de oitenta países. Segundo os autores, o aumento na desigualdade de renda observado nas décadas de 1980 e 1990 em muitos países levou ao surgimento de um interesse renovado em se estimar os retornos à educação, já que grande parte da literatura sugeria que mudanças nos processos produtivos causariam mudanças também na demanda por determinados tipos de trabalho.

Foi encontrada uma taxa média de retorno para um ano a mais de estudo igual a 10%. Ou seja, para um ano a mais de escolaridade, o indivíduo tem um acréscimo de 10% em seus rendimentos. O padrão clássico de retornos decrescentes por nível de desenvolvimento econômico e por nível de escolaridade foi mantido. Os retornos mais elevados foram observados em países de renda média ou baixa: América Latina e o Caribe e a região da África Subsaariana. Para a Ásia, os retornos ficaram em torno da média mundial. Já em países de alta renda, como os membros da OCDE (Organização para a Cooperação e



Desenvolvimento Econômico), os retornos foram mais baixos. Os autores mostram que, interessante, países europeus fora da OCDE apresentam taxas de retornos ainda menores, assim como os países do Oriente Médio e do Norte da África. A partir de análises ao longo de doze anos (de 1992 a 2004), foi possível identificar que o retorno médio à educação caiu em 0,6 pontos percentuais, ao mesmo tempo em que a escolaridade média aumentou, corroborando a teoria, que afirma que tudo o mais constante, um aumento na oferta educacional leva a uma queda dos retornos à escolaridade. Abaixo, é apresentada a Tabela 1, que traz os valores das taxas de retorno à educação para alguns países identificados pelos autores. Neste caso, foram escolhidos países já citados nesta pesquisa e países da América Latina, com a finalidade de estabelecer uma comparação entre os resultados. O retorno é dividido em social e privado, sendo os retornos privados maiores que os sociais. O retorno social é definido com base nos benefícios privados com exceção dos custos totais, devido ao subsídio público da educação e ao fato de que as estimativas típicas da taxa de retorno social não são capazes de incluir os benefícios sociais. Segundo os autores, existe uma grande discussão na literatura sobre o que realmente poderia ser chamado de taxas de retorno social e que incluísse verdadeiros benefícios sociais ou externalidades. A dificuldade está no fato de que os rendimentos de um indivíduo com certa escolaridade não refletem os benefícios externos que afetam a sociedade como um todo, como os benefícios que podem atingir toda a comunidade. A identificação destes benefícios e sua mensuração são de extrema dificuldade. Caso seja possível incluir estas externalidades nas análises, provavelmente as taxas de retorno sociais seriam maiores que as privadas.

**Tabela 1. Retornos ao investimento por nível educacional, ano mais recente (%).**

País	Ano	Social			Privado			Fonte
		Primária	Secundária	Superior	Primária	Secundária	Superior	
<b>Argentina</b>	<b>1989</b>	8,4	7,1	7,6	10,1	14,2	14,9	I
<b>Bolívia</b>	<b>1990</b>	13,0	6,0	13,0	20,0	6,0	19,0	I
<b>Brasil</b>	<b>1989</b>	35,6	5,1	21,4	36,6	5,1	28,2	I
<b>Chile</b>	<b>1989</b>	8,1	11,1	14,0	9,7	12,9	20,7	I
<b>Colômbia</b>	<b>1988</b>	20,0	11,4	14,0	27,7	14,7	21,7	I
<b>Espanha</b>	<b>1991</b>	7,4	8,5	13,5	-	-	-	II
<b>Estados Unidos</b>	<b>1987</b>	-	10,0	12,0	-	-	-	I
<b>México</b>	<b>1992</b>	11,8	14,6	11,1	18,9	20,1	15,7	III
<b>Uruguai</b>	<b>1989</b>	21,6	8,1	10,3	27,8	10,3	12,8	I
<b>Venezuela</b>	<b>1989</b>	23,4	10,2	6,2	36,3	14,6	11,0	I

I – Psacharopoulos (1994); II – Lassibille e Navarro (1998); III – Cohn e Addison (1998).

Fonte: Psacharopoulos (1994)

A partir da análise da Tabela 1 é possível verificar que dentre os países considerados é o Brasil que possui as maiores taxas de retorno à educação nos níveis Primário e Superior, tanto para o retorno privado quanto para o social. Para o ensino primário, o retorno social é de 35,6% e o retorno privado é de 36,6%. Para efeitos comparativos, o país com segundo maior retorno para o Ensino Primário é a Venezuela, com 23,4% para o retorno social e 36,3% para o privado. Para o Ensino Superior, as taxas de retorno são iguais a 21,4% para o social e 28,4% para o privado. As segundas maiores taxas são encontradas na Colômbia e no Chile para o retorno social (14%), e na Colômbia para o retorno privado (21,7%). No entanto, no ensino secundário o Brasil apresenta as menores taxas, com o retorno social e privado igual a 5,1%. O maior retorno social e privado para o ensino secundário é encontrado no México, com 14,6% para o primeiro e 20,1% para o segundo.

Como os autores mostram, estudos sobre os retornos à educação são de extrema importância para auxiliar as decisões de políticas macroeconômicas que visam organizar e financiar reformas educacionais. Além do mais, os retornos à educação são indicadores úteis

de produtividade da educação e incentivos para que os indivíduos invistam em seu próprio capital humano. É necessário então que as políticas sejam desenhadas de forma a promover este investimento, garantindo também o direito de famílias de baixa renda – a quem o custo de oportunidade de estudar é maior – realizarem estes investimentos.

## 5 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste trabalho é a decomposição de Oaxaca-Blinder. Este método é utilizado para estimar quanto dos diferenciais salariais por escolaridade não são explicados – sendo neste caso considerados consequências da produtividade ou qualidade da mão de obra. Como afirmam Cirino e Lima (2012), esta decomposição geralmente é aplicada em análises de discriminação no mercado de trabalho, mas pode ser utilizada para o estudo de diferenças entre grupos para qualquer variável de resultado.

Neste processo, primeiramente é estimada a equação de Mincer, que serve de base para a decomposição dos diferenciais médios dos log salários. Segundo Schäfer (2012), para se realizar uma melhor análise dos diferenciais salariais é necessário considerar no modelo de regressão características socioeconômicas e individuais a fim de controlar a diferença entre os grupos. Esta análise então requer a aplicação da equação minceriana, na qual é possível adicionar quantas variáveis de controle forem necessárias para a melhor estimação dos diferenciais salariais. A equação minceriana de determinação de rendimentos dos indivíduos é amplamente detalhada em Mincer (1974), e tem início com a consideração de um modelo simples de escolaridade. Segundo o autor, se os anos de escolaridade significassem todo o investimento em capital humano que um indivíduo realiza, a função de rendimentos seria aproximadamente estimada por uma simples regressão de rendimentos em função de anos de estudo, como segue abaixo:

$$\ln w_{si} = \ln w_{0i} + r_{mi} s_i \quad (3)$$

Onde:

- $r_m$  é a taxa marginal média de retorno para um nível particular de escolaridade ( $r_m$  não é igual para todos os indivíduos);
- $w$  são os rendimentos dos indivíduos;
- $s$  são os anos de estudo (escolaridade);

- O termo  $i$  é designado para distinguir diferenças individuais;

No entanto, o autor mostra que a correlação observada entre rendimentos e escolaridade a partir da utilização do modelo anterior é fraca, apesar de ser positiva. Variações nos rendimentos associadas à idade não são captadas pelo modelo de escolaridade, o que poderia responder em parte pela baixa correlação observada. A teoria prevê que os investimentos em capital humano são concentrados nos mais jovens, mas continuam a crescer a uma taxa decrescente durante quase toda a vida no mercado de trabalho. Devido ao custo marginal crescente, estes investimentos não são realizados de uma única vez em um curto período, mas sim de forma desagregada ao longo do tempo, caindo continuamente devido à diminuição dos benefícios (*pay-offs*) e ao aumento do custo de oportunidade à medida que a experiência também aumenta.

Já que os rendimentos seriam retornos para o investimento acumulado, eles também aumentariam a uma taxa decrescente ao longo da vida, caindo quando os investimentos se tornassem negativos, como nas idades mais avançadas. Logo, o perfil dos rendimentos por anos no mercado de trabalho (*working-life*) é côncavo. Sua taxa de crescimento é uma função positiva do volume investido e a taxa de retorno. Seu grau de concavidade depende em quão rápido os investimentos caem ao longo do tempo. Deste modo, para expandir o modelo de escolaridade para uma função de rendimentos mais completa, Mincer (1974) mostra que o termo linear de escolaridade deve ser aumentado por um termo não linear e côncavo que defina os anos de experiência no mercado de trabalho. Isto é possível a partir da estimação de uma regressão múltipla para analisar os rendimentos de indivíduos que se diferenciam em idade e escolaridade (anos de estudo). Como a idade não é o mesmo que experiência no mercado de trabalho, o autor sugere que esta seja aproximada pela diferença entre a idade do indivíduo e a idade estimada em que ele completará (ou completou)  $s$  anos de estudo. Neste

trabalho, optou-se por calcular a experiência no mercado de trabalho como a diferença entre a idade do indivíduo e a idade em que o mesmo começou a trabalhar.

A função de rendimentos pode ser expressa em reais ou em logaritmos, dependendo do tipo de análise que será feita: absoluta ou relativa. Se os valores em reais forem utilizados, as variáveis de escolaridade e experiência também devem ser expressas em reais (análise absoluta). Por sua vez, se o logaritmo dos rendimentos é utilizado, as variáveis de escolaridade e experiência podem ser expressas em unidades de tempo (anos de estudo e anos de experiência). Esta última forma (análise relativa) é a mais utilizada, sendo estimada também no presente trabalho.

Segundo Neri (2011), uma das grandes virtudes da equação Minceriana é o fato de que ela incorpora dois conceitos econômicos distintos: (i) uma equação de preço revelando quanto o mercado de trabalho está disposto a pagar por atributos produtivos como educação e experiência; e (ii) a taxa de retorno da educação, que deve ser comparada com a taxa de juros de mercado para determinar a quantidade ótima do investimento em capital humano. O modelo de regressão mais comum da equação minceriana, e que será estimado neste trabalho, é dado pela equação (4):

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 educa + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \gamma' x + \epsilon \quad (4)$$

Onde:

- $w$  é o salário recebido pelo indivíduo;
- $educa$  é a escolaridade, medida por anos de estudo;
- $exp$  é a experiência do indivíduo, neste trabalho medida como a diferença entre a idade do indivíduo e a idade em que começou a trabalhar. É importante notar o termo  $exp^2$ , que denota o fator côncavo sobre a experiência no mercado de trabalho citado por Mincer (1974) como necessário para estimar uma equação de rendimentos com maior poder explicativo;

- $x$  é um vetor de características observáveis do indivíduo, como raça, gênero, entre outros. Neste trabalho foram consideradas as seguintes características: exercício de trabalho formal, residência em área urbana ou rural, residência em região metropolitana, setor do emprego onde o indivíduo atua (público ou privado) e residência nas regiões brasileiras.
- $\epsilon$  é um erro estocástico;
- $\beta_0 = \ln w_0 - k_0(1 + \frac{k_0}{2})$
- $\beta_1 = r_s$
- $\beta_2 = r_t k_0 + \frac{k_0}{T}(1 + k_0)$
- $\beta_3 = - \left[ \frac{r_t k_0}{2T} + \frac{(k_0)^2}{2T} \right]$
- $k_0$  = taxa de investimento no período inicial de experiência;
- $T$  = período total de investimento líquido positivo;
- $r_s$  = taxa de retorno de investimentos em escolaridade;
- $r_t$  = taxa de retorno de investimentos pós-escolaridade.

Como Neri mostra, existem algumas limitações na estimação da equação minceriana que precisam ser citadas: como parte do retorno à educação observado se deve à maior habilidade do indivíduo, o que por si só gera um aumento de salário, ocorre na equação de rendimentos um viés de habilidade não-observável que pode superestimar os retornos à educação, já que a habilidade afeta positivamente o salário. Em adição, pode ocorrer um erro de medida, pois geralmente as pessoas não descrevem sua escolaridade com exatidão, arredondando para cima um ano ou um ciclo inteiro, encontrando-se retornos abaixo do correto. Ao contrário do viés de habilidade, o erro de medida pode então subestimar os retornos à educação. Podem ocorrer ainda casos onde indivíduos mais educados trabalham mais que indivíduos menos educados, fazendo com que parte dos diferenciais de salário possa ser explicada por mais horas trabalhadas, e vice-versa.

Como citado anteriormente, o método de Oaxaca-Blinder decompõe as diferenças médias em salários baseados em um modelo de regressão linear de uma maneira contrafactual. Como mostra Jann (2008), este método divide o diferencial salarial entre dois grupos em duas partes: uma que é explicada pela diferença nas características de produtividade de cada grupo (como educação e experiência no mercado de trabalho), e outra parte residual, que não pode ser representada por estas diferenças nos determinantes salariais. Ou seja, o modelo busca encontrar explicações para o diferencial salarial entre indivíduos que exercem funções idênticas e são igualmente qualificados. A parte que não pode ser explicada é geralmente utilizada como uma medida para a discriminação salarial, mas também agrupa os efeitos da diferença entre grupos em estimadores não observados. Segundo Blinder (1973), a maneira mais comum para se estudar a dispersão de salários ou renda individuais é estimando-se uma regressão que segue o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários como a apresentada a seguir:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ji} + u_i \quad (5)$$

onde  $Y_i$  é o nível ou logaritmo natural dos salários, renda, ou taxa de salário, e  $X_{1i}, \dots, X_{ni}$  são as  $n$  características individuais utilizadas para explicar  $Y$ . Caso o objetivo seja comparar dois grupos (brancos e negros, homens e mulheres, pessoas com ensino médio e pessoas com ensino superior, entre outros), será necessário estimar uma equação como a (5) para cada um dos grupos:

$$Y_i^H = \beta_0^H + \sum_{j=1}^n \beta_j^H X_{ji}^H + u_i^H \quad (6)$$

$$Y_i^L = \beta_0^L + \sum_{j=1}^n \beta_j^L X_{ji}^L + u_i^L \quad (7)$$

onde  $H$  indica o grupo com maiores salários, e o  $L$  indica o grupo com menores salários. Dadas as equações (6) e (7), a parte do diferencial que é explicada pela regressão é dada por



$\sum_j \beta_j^H X_j^H - \sum_j \beta_j^L X_j^L$ , e o montante que é capturado pelos coeficientes de deslocamento é dado por  $\beta_0^H - \beta_0^L$  (a porção do diferencial que não é explicada pela regressão).

Dois tipos principais da decomposição são geralmente utilizados na literatura: a *threefold* e a *twofold*. Na primeira, o resultado da diferença é dividido em três componentes:

$$R = E + C + I \quad (8)$$

Onde

- $E$  = porção do diferencial atribuída à diferença de grupos nos regressores =  $\sum_j \beta_j^H (X_j^H - X_j^L)$
- $C$  = porção do diferencial atribuída à diferença dos coeficientes =  $\sum_j X_j^L (\beta_j^H - \beta_j^L)$
- $I$  = termo de interação – a diferença nos regressores e nos coeficientes existem simultaneamente =  $I = \{E(X_A) - E(X_B)\}'(\beta_A - \beta_B)$

Na segunda, empregada com mais frequência na literatura sobre discriminação salarial, define-se que existe um vetor coeficiente que deveria ser utilizado para determinar a contribuição das diferenças nos regressores. A partir disto, tem-se então o resultado da diferença dividido em dois componentes, e não mais três:

$$R = Q + U \quad (9)$$

Onde

- $Q$  = resultado do diferencial que é explicado pelo grupo de diferenças nos regressores =  $\{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta^*$
- $U$  = porção não explicada do diferencial =  $\beta_0^H - \beta_0^L$ . Geralmente é atribuída à discriminação, mas é importante citar que capta também todos os efeitos potenciais nas diferenças em variáveis não observáveis. Mede as diferenças nos retornos às características de pertencer a um certo grupo.

Como mostra Schäfer (2012), a decomposição *twofold* é utilizada de forma mais expressiva na literatura, mas é a decomposição *threefold* que evita o problema de ter que encontrar um esquema de ponderação apropriado para o modelo. No entanto, com o software *Stata*, é possível realizar uma estimação agrupada para o  $\beta_{est}^*$ , o que não traz o problema de escolher uma ponderação aleatória, já que assim o diferencial é relacionado com a média geral. Segundo o autor, aplicar a estimativa agrupada (*pooled*) evita a distorção dos resultados da decomposição advindos de um *spill over* das diferenças de grupos sobre os parâmetros de inclinação. A forma de estimação *pooled* é uma opção dentro da decomposição *twofold*, utilizando os coeficientes de um modelo *pooled* para o cálculo da decomposição.

A decomposição de Oaxaca-Blinder será utilizada para a comparação de dois grupos homogêneos, com a mesma qualificação, em anos diferentes. Ou seja, o diferencial será analisado para indivíduos com o mesmo número de anos de estudo completos no ano de 2001 e no ano de 2012. A partir desta estimação, busca-se identificar a parte do diferencial de salários por anos de estudo que não é explicada na decomposição, o que seria então atribuído à diferença na qualidade da mão-de-obra e na produtividade do trabalhador entre um ano e outro. Deste modo, para atingir o objetivo deste trabalho, acredita-se que a metodologia mais adequada é a decomposição *twofold pooled*, de forma a dividir o diferencial em uma parte explicada pelos regressores e outra parte não explicada, geralmente atribuída a potenciais diferenças nas variáveis não observáveis, que seriam então definidas como diferenças de produtividade entre os grupos analisados.

### **5.1 FONTE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS**

O trabalho será realizado a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), para o período de 2001 a 2012, com exceção de 2010, ano de realização do Censo Demográfico. A PNAD obtém informações anuais sobre características demográficas e socioeconômicas da população, como sexo, idade, educação, trabalho e

rendimento, e características dos domicílios (IBGE, 2014). Os microdados utilizados neste trabalho são os reponderados com a Projeção da População do Brasil e das Unidades da Federação com revisão de 2013.

A amostra utilizada no trabalho é constituída de homens e mulheres com idade entre 25 e 65 anos e ocupados. Características como trabalho formal, região urbana ou rural, região metropolitana e setor do emprego (público ou privado) são consideradas na análise. Segundo Cunha e Vasconcelos (2012), a subdivisão da população em grupos é um importante instrumento para o estudo da desigualdade, já que pode indicar a origem das mudanças analisadas. A análise entre trabalho formal e informal foi baseada nos estudos de Kassouf (1998) e Suliano e Siqueira (2010), que consideraram em seus respectivos trabalhos apenas os trabalhadores formais, que foram identificados a partir da sua contribuição para o Instituto de Previdência Social. Deste modo, a partir do questionário da PNAD, o trabalhador formal é aquele que contribui para o instituto de previdência em qualquer trabalho.

Devido à diferença entre os rendimentos entre homens e mulheres já comprovada pela literatura, alguns estudos optam por não incluir mulheres na amostra. Como mostram Leme e Wajnman (2000), a diferença de rendimentos entre homens e mulheres é elevada, com os homens recebendo em média 40% a mais do que as mulheres, o que afetaria a presença das mulheres no mercado de trabalho. Em adição, Neri *et. al* (2009) citam que pode haver viés de seleção na estimação se considerada uma amostra com mulheres, pois esta amostra de mulheres trabalhadoras pode não ser representativa da população das mulheres. Segundo os autores, é possível que o grupo não seja distribuído aleatoriamente com respeito aos níveis de algumas características não observáveis importantes para o mercado de trabalho. No presente estudo optou-se por realizar as estimações para homens e mulheres separadamente. Para a determinação da idade a ser analisada, este trabalho segue o mesmo raciocínio de Suliano e Siqueira (2010), que consideram a idade mínima de 24 anos com o objetivo de incluir apenas

os indivíduos que estejam no mercado de trabalho, mas teoricamente não estejam mais estudando.

A variável *experiência*, necessária para o cálculo dos retornos à educação a partir da equação de Mincer, não foi considerada como a idade do indivíduo como em grande parte da literatura. Optou-se por definir como *experiência* a diferença entre a idade do morador e a idade em que o mesmo começou a trabalhar, uma vez que essa variável é encontrada na PNAD para todos aqueles que trabalham – caso dos indivíduos analisados. A variável renda foi deflacionada utilizando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com base em setembro de 2012. A população-objetivo do IPCA abrange famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos.



## **6 EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO: UM PANORAMA DO BRASIL**

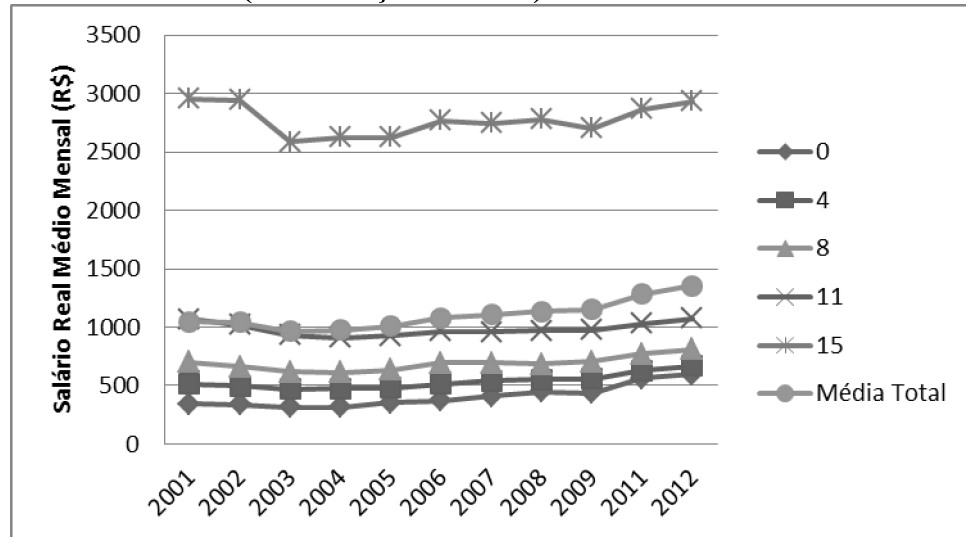
Foram analisados no presente trabalho dados da PNAD dos anos de 2001 a 2012, com exceção do ano de 2010, quando se realizou o Censo Demográfico. A análise levou em conta o mercado de trabalho considerando-se homens e mulheres de regiões urbanas e rurais entre 25 e 65 anos de idade. Como os dados analisados tratam apenas de indivíduos ocupados na semana de referência, nota-se que o mercado de trabalho é composto em sua maioria por homens, que representam em média 58% do total de indivíduos ocupados no período considerado.

As maiores participações no mercado são de homens e mulheres entre 25 e 40 anos de idade, sendo as médias de idade encontradas em cada ano iguais a 39 ou 40 anos. Para o período como um todo a média de idade dos ocupados é de 40 anos de idade. A experiência média durante todo o período é de 25 anos.

Em relação à escolaridade, durante todos os anos observados a maior composição do mercado é de indivíduos com 11 anos de estudo completos, ou seja, com a conclusão do ensino médio, representando de 19% a 29% do total da população analisada. Em relação à média de anos de estudo, quando considera-se homens e mulheres conjuntamente, este valor é de 7,8 anos de estudo completos. Para mulheres a média de anos de estudo é de 8,7 anos de estudo contra uma média de 7,2 anos para os homens.

Abaixo são apresentadas as Figuras de 1 a 4, que trazem a evolução dos salários médios reais para mulheres e homens rurais e urbanos durante os anos de 2001 a 2012.

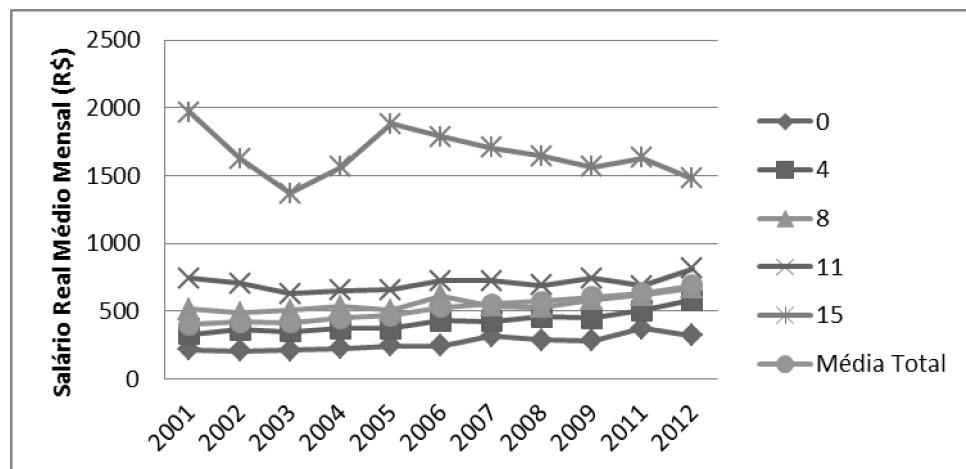
**Figura 1. Evolução do salário real médio mensal para mulheres urbanas durante o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010).**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

O padrão da evolução dos salários reais médios mensais para as mulheres urbanas segue o mesmo da literatura, com os maiores rendimentos sendo encontrados para os maiores níveis educacionais. Para indivíduos sem instrução, o salário médio real mensal ultrapassa R\$ 500,00 apenas em 2011, permanecendo abaixo deste valor em todo o período anterior. Para indivíduos com 4 anos de estudo completos, referente à conclusão da 4ª série, o salário real médio mensal chega a mais de R\$ 600,00 também apenas em 2011 e valores entre R\$ 470,00 e R\$ 555,00 nos anos anteriores. Já para a conclusão da 8ª série os salários iniciam o período com valores um pouco mais elevados, com o salário real médio mensal igual a R\$ 702,40 em 2001 e R\$ 810,08 em 2012. Para a conclusão do ensino médio (11 anos completos) os rendimentos são superiores aos já citados, variando entre R\$ 900,00 e mais de R\$ 1.000,00 para todo o período. Os maiores salários reais médios mensais são encontrados para a conclusão da graduação de 4 anos (15 anos de estudo completos), com os valores ultrapassando R\$ 2.000,00 para todos os anos analisados. O salário médio para 15 anos de estudo é o único superior à média total, que permanece em valores em torno de R\$ 1.000,00 no período.

**Figura 2. Evolução do salário real médio mensal para mulheres rurais durante o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010).**

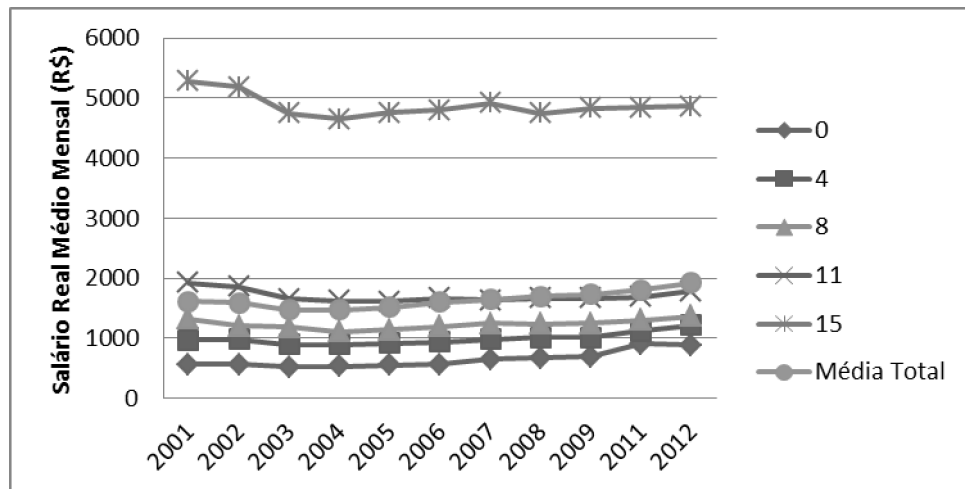


Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

Assim como para as mulheres urbanas, os salários médios mensais das mulheres rurais são maiores para os maiores níveis educacionais. Entretanto, para indivíduos sem instrução o salário médio real mensal é inferior ao da área urbana, variando de aproximadamente R\$ 271,00 em 2001 para R\$ 321,00 em 2012. Para indivíduos com 4 anos de estudo completos, referente à conclusão da 4ª série, os valores continuam menores do que os da área urbana, atingindo um valor superior a R\$ 500,00 apenas em 2011. Para a conclusão da 8ª série o salário médio mensal não chega a R\$ 700,00, atingindo no máximo o valor de R\$ 670,86 em 2012. A conclusão do ensino médio garante rendimentos maiores, porém ainda inferiores quando comparados aos gerados para o mesmo nível educacional na área urbana. Enquanto que nesta última os valores chegaram a R\$ 1.000,00, para a área rural o máximo atingido é R\$ 815,95 no ano de 2012. Os maiores salários médios ainda são encontrados para a conclusão da graduação de 4 anos (15 anos de estudo completos), com os valores ultrapassando R\$ 1.000,00 para todos os anos analisados. O salário médio total é extremamente baixo na área rural, com o valor mais alto encontrado em 2012 (R\$ 689,32). Deste modo, os rendimentos para 8, 11 e 15 anos de estudo completos são superiores à média geral.



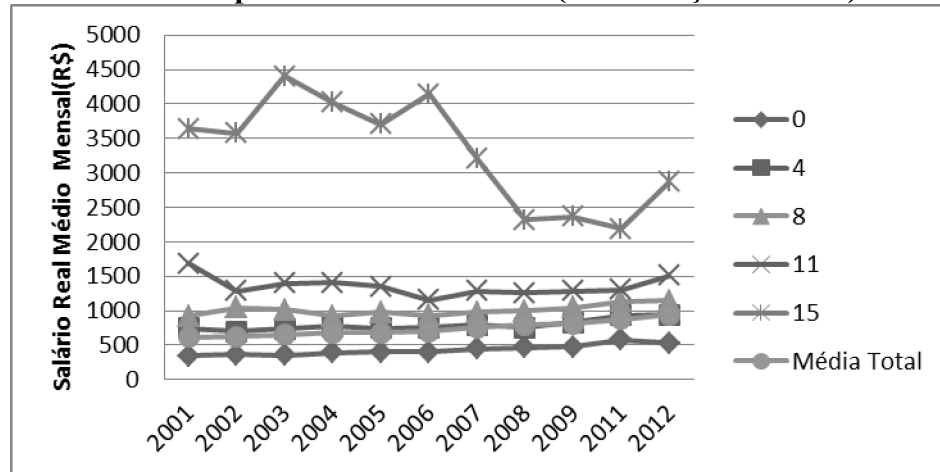
**Figura 3. Evolução do salário real médio mensal para homens urbanos durante o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010).**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

Assim como na análise para as mulheres, os salários médios mensais para os homens urbanos são maiores para os indivíduos com maior escolaridade. Entretanto, os valores encontrados para esta categoria são superiores aos encontrados para o grupo de mulheres urbanas. Para indivíduos sem instrução, o salário médio real tem seu valor máximo igual a R\$ 910,00 no ano de 2011, enquanto que para o grupo de mulheres sem instrução o salário médio não chegou a R\$ 600,00. Para indivíduos com 4 anos de estudo completos, referente à conclusão da 4ª série, o salário real médio ultrapassa R\$ 1.000,00 a partir de 2008, valor que foi alcançado apenas por mulheres com ensino médio nas áreas urbanas. Para a conclusão da 8ª série os valores não apresentam grande diferença em relação à conclusão da 4ª série, atingindo valor máximo de R\$ 1.368,00 em 2012. Para a conclusão do ensino médio (11 anos completos) os rendimentos variam entre R\$ 1.609,36 e 1.921,50 para todo o período. Da mesma forma que os padrões para os grupos de mulheres, os maiores salários médios são encontrados para a conclusão da graduação de 4 anos (15 anos de estudo completos). Porém, os valores encontrados para esta categoria são quase o dobro dos salários médios para as mulheres urbanas, chegando a mais de R\$ 5.000,00. O salário médio total apresentou valores entre R\$ 1.472,87 e R\$ 1.926,62.

**Figura 4. Evolução do salário real médio mensal para homens rurais durante o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010).**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

Para os homens de regiões rurais os maiores salários médios mensais também são encontrados para os maiores níveis de escolaridade. Assim como ocorreu com a análise das mulheres, os valores da região rural são menores do que os valores da região urbana. No entanto, mesmo na área rural os salários médios dos homens são maiores do que os salários médios das mulheres. Para indivíduos sem instrução, o salário médio real ultrapassa R\$ 500,00 apenas em 2011, permanecendo abaixo deste valor em todo o período anterior. Este comportamento é semelhante ao dos salários médios para mulheres sem instrução da área urbana. Para indivíduos com 4 anos de estudo completos, o salário real médio chega a R\$ 940,61 em 2012, enquanto que para as mulheres da região rural o salário médio real para a conclusão da 4ª série apresentou valor máximo de R\$ 583,72. Os rendimentos para indivíduos com 4 anos de estudo segue um padrão semelhante ao apresentado pelo salário médio real total, como pode ser claramente observado no Gráfico anterior. Para a conclusão da 8ª série os valores ultrapassam R\$ 1.000,00 a partir de 2008. Os salários médios para a conclusão do ensino médio (11 anos completos) permanecem superiores a R\$ 1.000,00 durante todo o período, com seu valor máximo atingindo R\$ 1.683,56 em 2001. Os maiores salários médios são encontrados para a conclusão da graduação de 4 anos (15 anos de estudo completos), com

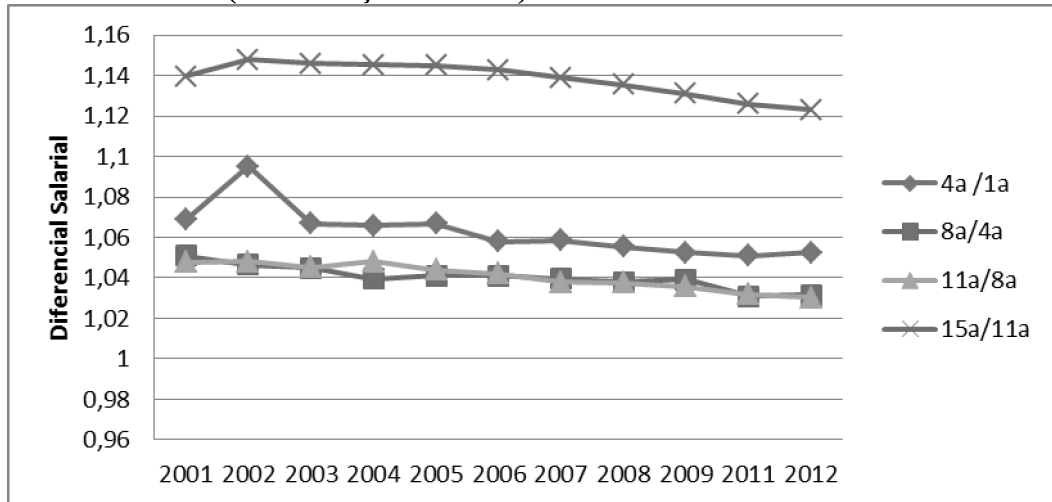
o maior salário médio sendo encontrado no ano de 2003 (R\$ 4.399,93). Em contrapartida, o maior salário médio para as mulheres de regiões rurais foi igual a R\$ 1.969,68 no ano de 2001. Para este nível de escolaridade o salário médio apresentou um comportamento diferente para os homens rurais em relação às outras categorias analisadas: há uma queda acentuada entre os anos de 2006 e 2008 e uma leve retomada de crescimento a partir de 2011. As razões para este comportamento não serão exploradas neste trabalho, podendo ser objeto de estudo em pesquisas futuras.

Assim como mostrado na literatura, a partir da análise das Figuras anteriores pode-se verificar que quanto mais anos de estudo um indivíduo possui, maior é o seu salário, sendo esta relação válida tanto para homens quanto para mulheres seja na área rural ou urbana. Além disso, é possível observar que os salários médios nas regiões urbanas são superiores aos salários médios nas regiões rurais, tanto para as mulheres quanto para os homens. Do mesmo modo, foi encontrado que os salários médios dos homens, seja na área urbana ou rural, são maiores que o das mulheres para qualquer nível de escolaridade. No entanto, é importante observar que o aumento nos salários reais médios não é tão elevado, para qualquer grupo analisado. Este fato pode estar ocorrendo devido a uma possível estagnação da produtividade do trabalhador, que não se eleva, pois a qualidade de formação da qualidade da educação brasileira é baixa.

Após a análise dos salários reais médios, foi calculado o logaritmo dos salários por anos de estudo com o objetivo de elaborar uma análise semelhante à apresentada no início deste trabalho, do estudo de Komatsu *et. al* (2013), investigando se o comportamento dos diferenciais salariais encontrado neste último é verificado no presente trabalho. Para manter o padrão observado no trabalho citado, a análise do comportamento dos diferenciais salariais não foi dividida por sexo e área, mas sim feita de forma conjunta para o período de 2001 a

2012. Abaixo é apresentada a Figura 5, com os diferenciais salariais por anos de estudo para homens e mulheres conjuntamente.

**Figura 5. Diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil para o período de 2001 a 2012 (com exceção de 2010) – homens e mulheres<sup>4</sup>.**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

Fica claro na observação da Figura 5 que durante o período analisado realmente ocorreu a redução dos diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil. São analisadas as relações entre os indivíduos com 4 anos de estudo completos (4ª série completa) e aqueles com 1 ano completo (1ª série completa); entre 8 anos de estudo (8ª série completa) e 4 anos de estudo; entre 11 anos de estudo (ensino médio completo) e 8 anos de estudo; e 15 anos de estudo (graduação completa) e 11 anos de estudo. É importante citar que os anos de estudo foram padronizados para o sistema seriado (ensino fundamental de oito anos). Deste modo, alunos que tenham concluído, por exemplo, o 9º ano do ensino fundamental de 9 anos, serão considerados como possuindo 8 anos de estudo completos, equiparando-se com aqueles que possuem a 8ª série completa do ensino fundamental de 8 anos.

O comportamento dos diferenciais para as relações 8 anos/4 anos e 11 anos/8 anos é muito semelhante, apresentando uma diferença apenas no ano de 2004, onde o diferencial para a

<sup>4</sup> A Figura 5 mostra o número de vezes que o salário para determinado nível de escolaridade é maior do que outro. Assim, a leitura da mesma deve ser feita seguindo o exemplo: em 2001, o salário para o indivíduo com 15 anos de estudo (conclusão da graduação) era 1,14 vezes maior do que o salário para o indivíduo com 11 anos de estudo (conclusão do ensino médio). Segue a análise para todas as relações apresentadas.

primeira cai enquanto que para a segunda aumenta. Ambos diferenciais se reduzem ao longo do tempo, saindo de aproximadamente 1,05 em 2001 para aproximadamente 1,03 em 2012. Ou seja, em 2012, um indivíduo com 8 anos de estudo completos recebia 1,03 vezes mais do que alguém com apenas a 4ª série completa. A mesma relação é válida para 11 anos/8anos.

O diferencial entre os rendimentos de quem possui a 4ª série em relação de quem concluiu até a 1ª apresentou um comportamento de queda mais acentuado, apenas com um comportamento diferenciado no ano de 2002, quando houve um pico e o salário de um indivíduo com 4 anos completos chegou a ser quase 1,1 vez maior do que o salário de um indivíduo com apenas 1 ano de estudo.

Os maiores diferenciais são encontrados entre os concluintes de um curso superior de quatro anos (15 anos de estudo completos) e os concluintes do ensino médio (11 anos de estudo completos), saindo de 1,14 em 2001 e se aproximando de 1,12 em 2012. No entanto, ainda assim verifica-se queda dos diferenciais ao longo do período analisado.

## 7 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Uma vez constatado o comportamento de redução dos diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil, estimou-se a equação minceriana para encontrar os retornos a partir dos anos de estudo, experiência e um vetor de outras características observáveis que possam explicar os diferenciais salariais. Neste trabalho, as características observáveis consideradas são: exercício de trabalho formal, setor do emprego onde atua, residente ou não de região metropolitana e residente das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul. As estimações foram feitas separadamente para os seguintes grupos: mulheres de regiões rurais, mulheres de regiões urbanas, homens de regiões rurais e homens de região urbana. As Tabelas de 7 a 10 contém os resultados para a estimação da equação minceriana para o período de 2001 a 2012. Como a decomposição dos diferenciais será feita para os grupos de 2001 e 2012, a análise das equações mincerianas será feita para estes dois anos, com os demais resultados disponíveis nas tabelas no Apêndice B. A seguir é apresentada a Tabela 2, que traz as médias e os desvios padrões das variáveis utilizadas no modelo econométrico.

**Tabela 2. Médias e desvios padrões das variáveis utilizadas no modelo econométrico**

	2001				2012			
	Mulheres		Homens		Mulheres		Homens	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano
Salário	401,96 (568,82)	1.044,59 (1.625,33)	616,93 (1.140,53)	1.613,03 (2.526,36)	689,32 (802,48)	1.353,33 (2.161,47)	940,94 (2.154,25)	1.926,62 (3.264,78)
Educação	4,40 (3,97)	8,15 (4,53)	2,89 (3,02)	7,09 (4,43)	7,11 (4,44)	9,87 (4,12)	4,74 (3,88)	8,71 (4,27)
Experiência	27,73 (11,58)	23,37 (11,26)	31,05 (11,82)	25,95 (11,23)	26,28 (11,92)	23,80 (11,65)	30,33 (12,07)	26,00 (11,84)
Experiência <sup>2</sup>	903,30 (690,90)	673,41 (598,74)	1.104,65 (785,98)	799,83 (655)	833,23 (678,08)	702,60 (615,89)	1.066,02 (774,26)	816,57 (675,23)
Trabalho formal	0,33 (0,47)	0,57 (0,49)	0,24 (0,42)	0,57 (0,49)	0,45 (0,49)	0,68 (0,46)	0,37 (0,48)	0,68 (0,46)
Setor (público=1)	0,23 (0,42)	0,21 (0,41)	0,032 (0,17)	0,12 (0,33)	0,24 (0,42)	0,20 (0,40)	0,049 (0,21)	0,12 (0,32)
Região Metropolitana	0,12 (0,33)	0,47 (0,49)	0,080 (0,27)	0,43 (0,49)	0,10 (0,30)	0,45 (0,49)	0,071 (0,25)	0,42 (0,49)
Nordeste	0,48 (0,49)	0,26 (0,44)	0,44 (0,49)	0,26 (0,43)	0,36 (0,48)	0,24 (0,42)	0,34 (0,47)	0,24 (0,43)
Centro-Oeste	0,097 (0,29)	0,11 (0,32)	0,11 (0,32)	0,11 (0,31)	0,083 (0,27)	0,11 (0,32)	0,093 (0,29)	0,12 (0,32)
Sul	0,18	0,17	0,19	0,17	0,17	0,17	0,15	0,16

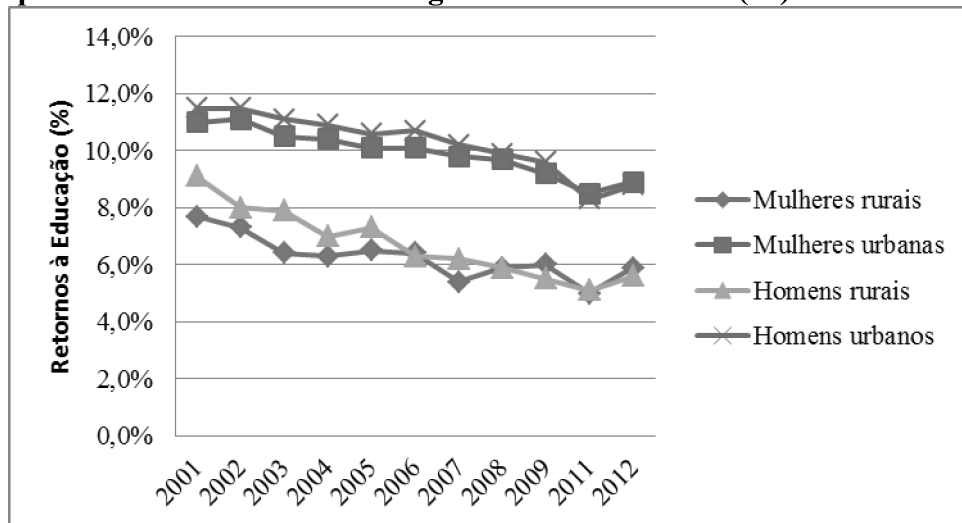
	(0,38)	(0,38)	(0,39)	(0,37)	(0,38)	(0,38)	(0,35)	(0,37)
Norte	0,027	0,10	0,026	0,11	0,19	0,12	0,23	0,13
	(0,16)	(0,30)	(0,15)	(0,32)	(0,39)	(0,33)	(0,42)	(0,34)
N	3.007	39.721	9.653	56.748	3.675	49.067	9.852	62.461

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

A média de anos de estudo completos foi maior para as mulheres, seja em áreas urbanas ou rurais, em 2001 e em 2012. No primeiro período, a média de anos de estudo das mulheres rurais foi de 4,40 contra 2,89 para os homens rurais. Em 2012, os valores aumentaram, com a média para as mulheres rurais igual a 7,11 anos de estudo e para os homens rurais igual a 4,74 anos de estudo. Do mesmo modo, para a área urbana as mulheres apresentaram maior média de escolaridade, com 8,15 anos em 2001 e 9,87 anos em 2012, contra 7,09 anos em 2001 e 8,71 anos em 2012 dos homens. Em contrapartida, a média de anos de experiência foi maior para os homens, tanto para a área rural quanto para a urbana. Para ambos os sexos, a experiência na área rural foi superior à área urbana nos dois períodos. A média para os homens rurais fica em torno de 30 anos de experiência em 2001 e em 2012 e aproximadamente igual a 26 anos nas áreas urbanas. Para as mulheres, a média de experiência nas áreas rurais é em torno de 27 anos e de 23 anos para as áreas urbanas.

Primeiramente, julgou-se interessante mostrar a queda nos retornos à educação verificada no período analisado neste trabalho, com a finalidade de demonstrar que não apenas os diferenciais salariais por anos de estudo não condicionados estão caindo, mas que este comportamento também é encontrado nos retornos controlados por características observáveis. Os valores considerados para a elaboração da Figura 6 são os valores dos retornos à educação estimados a partir das equações mincerianas utilizadas para a decomposição de Oaxaca-Blinder.

**Figura 6. Retornos à educação durante os anos de 2001 a 2012 para mulheres e homens de regiões rurais e urbanas (%).**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

A partir da análise da Figura 6, é possível concluir que mesmo que os retornos por anos de estudo ainda existam, eles apresentam um comportamento de queda desde 2001. Como esperado, o comportamento dos retornos para as regiões rurais são semelhantes, assim como os retornos para as regiões urbanas, tanto para homens quanto para mulheres. Do mesmo modo, as regiões urbanas oferecem um retorno à educação maior do que as regiões rurais.

Para as mulheres rurais, em 2001 um ano de estudo completo a mais garantia um aumento de 7,7% nos rendimentos destes indivíduos, enquanto que em 2012 este valor diminuiu para 5,9%, mais de 1,0 ponto percentual de diferença. A experiência não foi relevante para este grupo em nenhum dos dois períodos. Já o exercício do trabalho formal foi significativo para explicar os retornos nos dois anos, garantindo um aumento de 61,6% em 2001 e 68,9% em 2012 nos rendimentos em relação ao trabalho informal. O mesmo comportamento apresentou o trabalho no setor público, que garantiu um aumento no salário médio igual a 15,3% em 2001 e 19,7% em 2012. Pertencer à região metropolitana foi significativo para os dois anos, apresentando um retorno maior em 2001 do que em 2012: 31,4% para o primeiro e 25,6% para o segundo. Na análise para as regiões, os valores para a região Centro-Oeste não foram significativos para 2001 ou 2012. Já para o Nordeste os valores foram significativos e



mostram um rendimento 45,1% menor em relação à região Sudeste em 2001 e 55,2% menor em 2012. Do mesmo modo, o rendimento da região Norte é 41,7% menor que o da região Sudeste em 2001 e 10,1% menor em 2012. A região Sul foi significativa apenas em 2012, com um rendimento 12,1% maior em relação ao Sudeste.

Assim como para as mulheres rurais, para o grupo de mulheres urbanas o retorno à educação se reduziu durante o período. Em 2001, um ano completo de estudo a mais garantia um retorno 11% maior nos rendimentos, contra 8,9% em 2012. Diferentemente do grupo rural, para as mulheres urbanas a experiência foi significativa para explicar os rendimentos em todos os períodos. Em 2001, um ano a mais de experiência elevou os rendimentos em 2,3%, enquanto que em 2012 este valor caiu para 1,4%. O trabalho formal também foi significativo para todos os períodos, porém com retornos menores do que para o grupo rural: 49,1% em 2001 e 44,6% em 2012. Do mesmo modo, o trabalho no setor público responde por um aumento de 6,7% nos rendimentos em 2001 e de 19,3% em 2012. Pertencer a uma região metropolitana gera um aumento nos rendimentos entre 18,2% e 21,8%, sendo o maior valor para o ano de 2001. Diferentemente do grupo rural, a região Centro-Oeste foi significativa com rendimento 3,6% maior ao da região Sudeste em 2001 e 13% maior em 2012. Estes resultados para a região Centro-Oeste precisam de melhor análise em estudos futuros, já que é esperado que os retornos nas áreas rurais desta região sejam maiores do que do Sudeste, e não nas áreas urbanas. No entanto, os retornos nas áreas rurais para esta região não foram significativas para as mulheres e os retornos para as áreas urbanas foram maiores que os da região Sudeste. Assim como no grupo rural, os retornos das regiões Norte e Nordeste são menores do que os do Sudeste tanto para 2001 quanto para 2012. A região Sul foi significativa nos dois anos, com um retorno 2,7% menor do que a região Sudeste em 2001 e um retorno 3,9% superior em 2012.

Para os homens, tanto no grupo rural quanto no grupo urbano é possível observar a queda dos retornos à educação. Para o primeiro grupo, ter um ano de estudo completo a mais significou um rendimento 9,1% maior em 2001 e 5,6% maior em 2012. Para o segundo grupo, ter um ano de estudo completo a mais significou um rendimento 11,5% maior em 2001 e 8,8% maior em 2012. Diferentemente do grupo de mulheres rurais, a experiência foi significativa para os homens rurais: um ano a mais de experiência garantia um retorno 2,4% maior em 2001 e 1,0% maior em 2012. O mesmo comportamento foi encontrado para os homens urbanos, onde um ano a mais de experiência garantia um retorno 4,1% maior em 2001 e 3,0% em 2012 (valores superiores aos do grupo rural). Exercer trabalho formal foi significativo para os dois grupos, com um comportamento semelhante ao encontrado para as mulheres, com os maiores retornos existindo nas áreas rurais. Para os homens rurais, exercer trabalho no setor público não foi significativo em 2001 ou 2012, ao contrário da região urbana, onde o trabalho no setor público foi significativo para todos os anos e garantia um aumento nos rendimentos igual a 5,7% em 2001 e 20,3% em 2012. Pertencer à região metropolitana gerou rendimentos maiores tanto na área rural quanto para a área urbana. Assim como para as mulheres, a região Centro-Oeste não foi significativa para explicar os rendimentos para os homens de regiões rurais, mas foi significativa para os homens de regiões urbanas. Neste caso, indivíduos da região Centro-Oeste apresentaram um rendimento 4,5% maior em relação ao Sudeste em 2001 e 12,4% maior em 2012. A região Nordeste não foi significativa apenas no ano de 2001 para os homens de regiões urbanas. Nos demais grupos houve significância e a manutenção de rendimentos menores em relação ao Sudeste, tanto para áreas urbanas quanto para áreas rurais. A região Norte foi significativa para 2001 e 2012 para as áreas urbanas e rurais. Os rendimentos nesta região foram 14,4% menores em relação ao Sudeste em 2001 para área rural e 12,5% menor para a área urbana. Já para o ano de 2012, os rendimentos foram 15% menores nas áreas rurais e 16,6% menores nas áreas urbanas. Do

mesmo modo, a região Sul foi significativa para 2001 e 2012 para as áreas rurais e urbanas, com retornos maiores em relação ao Sudeste para ambos os anos nas áreas rurais e apenas em 2012 para as áreas urbanas. No ano de 2001 nas áreas urbanas os rendimentos foram 2,8% menores do que os da região Sudeste.

Para a decomposição de Oaxaca-Blinder, estimou-se a opção *twofold pooled*, sempre analisando, por sexo e área urbana e rural, dois grupos com anos de estudo completos iguais diferenciados pelo ano analisado: 2001 e 2012. A metodologia de Oaxaca-Blinder foi aplicada para dividir o diferencial salarial entre indivíduos com a mesma escolaridade em uma parte que é explicada pelo diferencial nos determinantes salariais (experiência, trabalho formal, região metropolitana, região urbana e setor), e uma parte que não pode ser explicada por estas diferenças de grupo. Esta parte que não pode ser explicada é a parte do diferencial salarial atribuída às diferenças na qualidade da mão-de-obra presente no mercado de trabalho. Na Tabela 3 abaixo são apresentados os resultados da decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas.

**Tabela 3. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2012 (R\$).**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
<b>Diferencial</b>				
<b>2001</b>	252,40* (0,98)	615,23* (1,00)	387,22* (0,99)	963,91* (1,00)
<b>2012</b>	445,86* (0,98)	899,64* (1,00)	615,85* (0,99)	1.288,20* (1,00)
<b>Diferença</b>	193,46* (0,98)	284,41* (0,99)	228,63* (0,99)	324,29* (1,00)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	96,39* (0,98)	167,65* (1,00)	95,10* (0,99)	210,95* (1,00)
<b>Não Explicada</b>	97,07* (0,98)	116,76* (1,00)	133,04* (0,99)	112,21* (1,00)

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

Primeiramente, é importante entender como estes resultados devem ser analisados. Os valores apresentados estão em reais. Para a análise do diferencial, existe a divisão entre os

grupos considerados (2001 e 2012) e o diferencial salarial existente entre eles. Após encontrar a diferença, esta é dividida em duas partes: uma explicada, que se deve à diferença nos regressores, e uma não observada, que atribuímos neste trabalho à diferenças de produtividade entre os trabalhadores, mesmo que estes possuam o mesmo diploma. A parte explicada mostra qual seria o diferencial de salário entre os grupos 2001 e 2012 caso os trabalhadores de 2001 possuíssem os mesmos atributos que os trabalhadores de 2012, ou seja, mostra o novo diferencial quando atribui-se as características do grupo de 2012 no grupo de 2001.

Deste modo, é possível observar que o salário médio real para as mulheres rurais para o ano de 2001 foi igual a R\$ 252,40, enquanto que para o ano de 2012 este valor aumentou para R\$ 445,86. Portanto, a diferença salarial entre estes dois grupos é de R\$ 193,46. Desta diferença, R\$ 96,39 (49,82%) são atribuídos às diferenças nas características observáveis entre os grupos, ou seja, se as mulheres ocupadas em 2001 apresentassem os mesmos atributos das mulheres ocupadas de 2012, o diferencial salarial entre os grupos seria de R\$ 96,39. A parte não explicada corresponde a R\$ 97,07 (50,18%) do diferencial total, atribuída à diferença de produtividade para trabalhadores com a mesma formação.

Para mulheres urbanas, o salário médio no ano de 2001 foi de R\$ 615,23, enquanto que no ano de 2012 este valor foi igual a R\$ 899,64, resultando em um diferencial salarial de R\$ 284,41. Deste, R\$ 167,65 (58,95%) são atribuídos às diferenças nas características observáveis, ou seja, caso as mulheres urbanas ocupadas no ano de 2001 apresentassem os mesmos atributos que as mulheres urbanas ocupadas no ano de 2012, o diferencial salarial entre estes dois grupos seria de R\$ 167,65. Já a diferença de produtividade entre trabalhadores com o mesmo diploma responde por uma parcela igual a R\$ 116,76 (41,05%) do diferencial total.

Para homens rurais, o salário médio foi igual a R\$ 387,22 em 2001 e R\$ 615,85 em 2012, gerando um diferencial de R\$ 228,63. Destes, R\$ 95,10 (41,59%) são explicados pelas diferenças nas características observáveis, enquanto que R\$ 133,04 (58,19%) são explicados por diferenças nas produtividades dos trabalhadores, mesmo possuindo o mesmo diploma. Para os homens urbanos, o salário médio em 2001 foi igual a R\$ 963,91 e igual a R\$ 1.288,20 em 2012. O diferencial salarial para este grupo é de R\$ 324,29, do qual a parcela de R\$ 210,95 (65,05%) é explicada pelas diferenças nas características observáveis e R\$ 112,21 (34,60%) é explicado por diferenças na produtividade.

Fica claro na análise da decomposição entre os anos de 2001 e 2012 que os diferenciais salariais para os grupos homogêneos considerados podem ser explicados não só por suas características observáveis, mas também por diferenças na qualidade da mão-de-obra que é ofertada ao mercado de trabalho, ou seja, por diferenças na produtividade do trabalhador. Como pode ser observado na Tabela 3, a maior diferença foi encontrada para as mulheres urbanas. Neste caso, o diferencial foi explicado em sua maior parte (58,95%) pelas características observáveis (parte explicada). O menor diferencial foi encontrado para as mulheres rurais. Para este grupo a parte explicada e a não explicada respondem por partes semelhantes do diferencial total, com as características observáveis e a diferença de produtividade representando cerca de 50% na explicação do diferencial total. É no grupo de homens rurais onde a diferença de produtividade explica a maior parte do diferencial, respondendo por aproximadamente 58% do mesmo (R\$ 133,04). Já o menor poder explicativo da parte não explicada é encontrado no grupo de homens urbanos, onde a diferença de produtividade responde por apenas 34,6% do diferencial total.

Para verificar o quão robusto são os resultados encontrados é necessário estimar as decomposições de Oaxaca-Blinder para diferentes períodos e verificar se os resultados encontrados são semelhantes aos da decomposição para os anos de 2001 e 2012 ou se

comportamentos diferentes são evidenciados dependendo do período analisado. Foram estimadas as decomposições para os seguintes anos: 2002 e 2012; 2003 e 2012; 2004 e 2012; 2001 e 2011; 2001 e 2009; e 2003 e 2006. Os resultados destas decomposições podem ser encontrados no Apêndice C. Para todas as estimações, os resultados são semelhantes à decomposição para os anos de 2001 e 2012. O maior diferencial continua sendo para as mulheres rurais. A parte não explicada, definida neste trabalho como diferença de produtividade, explica em parte os diferenciais salariais para todos os períodos analisados, não sendo significativa apenas para os homens de regiões urbanas na decomposição para os anos de 2001 e 2009. Deste modo, conclui-se que os resultados encontrados para os anos de 2001 e 2012 são robustos, sendo evidenciados para qualquer período de análise.

Para concluir os resultados, é realizada a análise da produtividade durante o período analisado, com a finalidade de identificar o comportamento da mesma. A análise foi feita com base nos resultados encontrados na decomposição de Oaxaca para o principal período analisado (2001 e 2012), assim como para os anos analisados no teste de robustez. A Tabela 4 e a Figura 7 abaixo trazem os valores da porcentagem do diferencial de salários que é explicado pela produtividade.

**Tabela 4. Porcentagem do diferencial de salários explicada por diferenças na produtividade (%).**

Período	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbano
<b>2006/2003</b>	45,79	59,23	35,29	44,86
<b>2009/2001</b>	36,18	18,50	52,52	-3,65
<b>2011/2001</b>	48,88	38,41	61,89	30,63
<b>2012/2001</b>	50,18	41,05	58,19	34,60
<b>2012/2002</b>	52,09	44,70	58,49	42,72
<b>2012/2003</b>	62,11	55,98	60,68	56,04

2012/2004

59,21

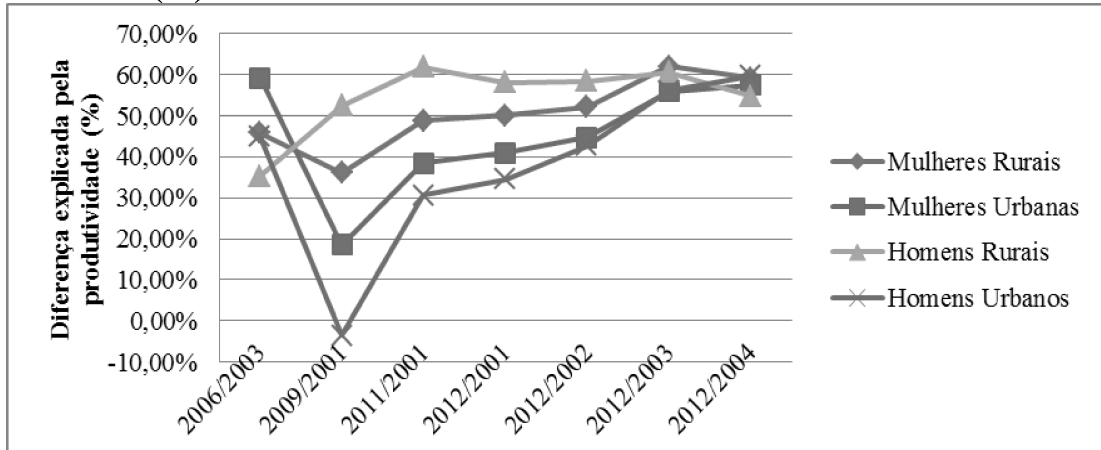
57,51

54,90

59,66

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

**Figura 7. Porcentagem do diferencial de salários explicada por diferenças na produtividade (%).**



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração da autora.

A produtividade é responsável por explicar uma parcela do diferencial salarial para todos os grupos em todos os períodos analisados. No entanto, quando as Figuras 1 a 4 de salário real médio mensal são observadas, percebe-se que o salário médio entre 2001 e 2012, por exemplo, se elevou, não sendo então possível identificar a baixa qualidade da educação afetando a produtividade. Junto à isso, tem-se o fato de que esta não apresenta redução durante qualquer período analisado, como pode ser observado na Figura 7. Deste modo, a hipótese do trabalho foi parcialmente atendida: a diferença de produtividade explica parte do diferencial salarial, que realmente apresentou uma queda ao longo do período analisado, porém não é possível inferir que a baixa qualidade da educação brasileira é responsável pela redução desta produtividade, uma vez que durante o período considerado o salário e a participação da produtividade na explicação dos diferenciais salariais aumentaram. Entretanto, é possível realizar uma análise sobre educação e produtividade: os rendimentos apresentaram um aumento, mas este não foi tão elevado. Esta baixa elevação dos rendimentos pode ser resultado de uma estagnação da produtividade dos trabalhadores, que por sua vez é consequência da baixa qualidade de formação da educação brasileira.

## 8 CONCLUSÕES

Dada a teoria do capital humano, que traz a relação entre as habilidades do indivíduo e seus rendimentos no mercado de trabalho, buscou-se entender a razão pela qual os diferenciais salariais por anos de estudo no Brasil tem apresentado um comportamento de queda nas últimas décadas. Apesar de os retornos à educação ainda existirem no país seguindo os padrões da literatura, onde um ano a mais de estudo garante um rendimento maior, foi demonstrado neste trabalho que tanto estes retornos quanto os diferenciais salariais estão reduzindo nos últimos anos. A hipótese do trabalho é de que a baixa qualidade da educação brasileira oferece mão-de-obra pouco qualificada para o mercado de trabalho, resultando em baixa produtividade e conseqüentemente menores salários mesmo com diploma.

Como metodologia foi utilizada a decomposição de Oaxaca-Blinder para a comparação de dois grupos homogêneos, com a mesma qualificação, em anos diferentes. Ou seja, o diferencial foi analisado para indivíduos com o mesmo número de anos de estudo completos no ano de 2001 e no ano de 2012. A partir desta estimação, buscou-se identificar a parte do diferencial de salários por anos de estudo que não é explicada na decomposição, o que seria então atribuído à diferença na qualidade da mão-de-obra e na produtividade do trabalhador entre um ano e outro. A metodologia tida como mais adequada para esta finalidade foi a decomposição *twofold pooled*, de forma a dividir o diferencial em uma parte explicada pelos regressores e outra parte não explicada, geralmente atribuída a potenciais diferenças nas variáveis não observáveis, que seriam então definidas como diferenças de produtividade entre os grupos analisados. Os resultados corroboraram a hipótese apenas em parte. Na análise da decomposição entre os anos de 2001 e 2012, é possível observar que os diferenciais salariais para os grupos homogêneos considerados podem ser explicados não só por suas características observáveis, mas também por diferenças na produtividade do trabalhador. No entanto, não foi possível identificar a relação entre a baixa qualidade da educação brasileira e



a redução da produtividade do trabalhador. Como em todos os períodos a produtividade explicou em parte o diferencial e o salário médio aumentou, não se pode concluir que a produtividade reduziu, pois não houve redução dos rendimentos. No entanto, apesar de não ser possível inferir causalidade entre baixa qualidade da educação e queda da produtividade e consequente redução dos rendimentos, é possível estabelecer uma relação entre eles: o aumento observado nos rendimentos não foi tão elevado, e a razão para tal cenário pode ser a estagnação da produtividade do trabalhador, que por sua vez seria resultado da baixa qualidade de formação da educação brasileira.

O maior diferencial foi encontrado para as mulheres urbanas. Neste caso, o diferencial foi explicado em sua maior parte (58,95%) pelas características observáveis (parte explicada). O menor diferencial foi encontrado para as mulheres rurais. Para este grupo a parte explicada e a não explicada respondem por partes semelhantes do diferencial total, com as características observáveis e a diferença de produtividade representando cerca de 50% na explicação do diferencial total. É no grupo de homens rurais onde a diferença de produtividade explica a maior parte do diferencial, respondendo por aproximadamente 58% do mesmo (R\$ 133,04). Já o menor poder explicativo da parte não explicada é encontrado no grupo de homens urbanos, onde a diferença de produtividade responde por apenas 34,6% do diferencial total.

Conclui-se, portanto, que o padrão de queda dos diferenciais salariais no período de 2001 a 2012 pode ser em parte explicado pela diferença na produtividade dos trabalhadores, porém não é possível identificar a baixa qualidade da educação afetando a produtividade, como proposto na hipótese deste trabalho, que deste modo foi parcialmente atendida. Além disso, foi demonstrado que os retornos à educação, assim como os diferenciais, reduziram-se no período analisado.

No entanto, a autora sugere que trabalhos futuros possam aprofundar a análise desta queda dos diferenciais, pois, segundo Psacharopoulos e Patrinos (2004), os retornos à

educação mais elevados geralmente são encontrados em países de renda média ou baixa, reduzindo-se à medida que esse país se desenvolve e eleva a oferta educacional. Portanto, seria interessante identificar se a queda recente dos diferenciais salariais no Brasil ocorre não somente por diferenças na produtividade, mas também pelo fato do país estar seguindo o padrão da literatura, onde um maior desenvolvimento e uma maior oferta educacional reduzem os retornos à educação.

Outro ponto a ser considerado em uma análise futura é se os diferenciais salariais podem ser explicados por mudanças setoriais na economia brasileira. Foi citado anteriormente neste trabalho que uma acelerada expansão da atividade econômica seria responsável por elevar a demanda por mão-de-obra qualificada, causando então uma maior dispersão salarial entre os trabalhadores com diferentes níveis de qualificação (Langoni, 2005). No entanto, é importante entender em que setor esta expansão da atividade econômica teria ocorrido de maneira mais forte. Se esta expansão ocorre no setor de serviços, com redução da participação da agricultura e da indústria, o mercado absorverá em grande parte mão-de-obra com menor qualificação, já que neste setor a exigência por maiores níveis de escolaridade não é grande. Deste modo, o aumento da demanda por mão-de-obra não qualificada pode ser outro fator explicativo para a redução dos diferenciais salariais.

Espera-se que os diferenciais salariais continuem se reduzindo ao longo do tempo no Brasil, de forma a seguir os padrões de países desenvolvidos, onde o desenvolvimento econômico é acompanhado por uma oferta educacional suficiente para não superestimar os retornos para determinados níveis de ensino, como ainda ocorre no Brasil com a conclusão do ensino superior.



## REFERÊNCIAS

- ALBA-RAMÍREZ, A.; SEGUNDO, M. J. S. The returns to education in Spain. *Economics of Education Review*, Cambridge, v. 14, n. 2, p. 155-166, 1995.
- ALVES, N.; CENTENO, M.; NOVO, A. *O investimento em educação em Portugal: retornos e heterogeneidade*. [S.l.]: Banco de Portugal, 2010. (Boletim Económico, Tema de Discussão).
- ANDRADE, A. A. S. de; MENEZES-FILHO, N. A. O papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 189-226, ago. 2005.
- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 106, n. 4, p. 979-1014, Nov. 1991.
- BARBOSA FILHO, F. de H.; PESSÔA, S. Retorno da Educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 38, n. 1, abr. 2008.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, n. 5, p. 9-49, Part 2: Investment in human beings, Oct. 1962.
- BERTAGNA, R. H. Avaliação e progressão continuada: o que a realidade desvela. *Pro-Posições*, Campinas, v. 21, n. 3 (63), p. 193-218, set./dez. 2010.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, Madison, v. 8, p. 436-455, 1973.
- BYRON, R. P.; MANALOTO, E. Q. Returns to Education in China. *Economic Development and Cultural Change*, Chicago, v. 38, n. 4, p. 783-796, Jul. 1990.
- CARNOY, M. Rates of return to schooling in Latin America. *The Journal of Human Resources*, Madison, v. 2, n. 3, p. 359-374, 1967.
- CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. de. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. *Documentos Técnicos Científicos*, [S.l.], v. 43, n. 2, abr./jun. 2012.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. *Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2002. (Texto Para Discussão nº 898).

COHN, E.; ADDISON, J. T. The economic returns to lifelong learning. *Education Economics*, [S.l.], n. 6, v. 3, p. 253-308, 1998.

COSTA, D. de M.; BARBOSA, F. V.; GOTO, M. M. M. O novo fenômeno da expansão da educação superior no Brasil. REUNA, Belo Horizonte, v. 16, n. 1, p. 15-19, Jan-Abr. 2011.

CUNHA, M. S. da; VANSCONCELOS, M. R. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 16, n. 1, p. 105-136. 2012.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. *A relação entre o desempenho escolar e os salários no Brasil*. [S.l.: s.n.], 2006. (Insper Working Paper).

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. In: PAES DE BARROS, R.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise de queda recente*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007. v. 2, p. 285-304.

FREISLEBEN, V. da S.; BEZERRA, F. M. Ainda existe discriminação salarial contra as mulheres no mercado de trabalho da Região Sul do Brasil? Evidências para os anos de 1998 e 2008. *Revista Cadernos de Economia*, [S.l.], v. 16, n. 30/31, p. 51-65, 2012.

GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica*, Chicago, v. 52, n. 5, p. 1199-1218, 1984.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFICA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD*. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 12 dez. 2013.

JANN, B. The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *The Stata Journal*, [S.l.], v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.

KOMATSU, B. K.; LEE, M. K. H.; MENEZES-FILHO, N. A. Mudanças nas situações de estudo e trabalho dos jovens no Brasil. *Policy Paper*, [S.l.], n. 8, ago. 2013.

- LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 219-256, ago. 1990.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2005.
- LASSIBILLE, G.; NAVARRO GOMEZ, L. The evolution of returns to education in Spain 1980-1991. *Education Economics*, [S.l.], v. 6, n. 1, p. 3-10, 1998.
- LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. da C. Retornos em Educação no Brasil: 1976/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 559-574, dez. 1991.
- LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. Tendências de corte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. p. 251-270.
- LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. de.; SACHSIDA, A. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *RBE*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2004.
- MANACORDA, M.; SÀNCHEZ-PÁRAMO, C.; SCHADY, N. Changes in returns to education in Latin America: the role of demand and supply of skills. *Industrial & Labor Relations Review*, Ithaca, v. 7, n. 2, article 7, Jan. 2010.
- MENEZES-FILHO, N. A. et al. Avaliando o impacto da progressão continuada nas taxas de rendimento e desempenho escolar do Brasil. In: Relatório de Avaliação Econômica Fundação Itaú Social, p. 4-29. 2008.
- MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N. A.; LISBOA, M. (Ed.). *Microeconomia e Sociedade*. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001. p. 13-49.
- MENEZES-FILHO, N. A.; TEIXEIRA, W. M. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 32, n. 3, v. 128, p. 479-496, jul./set. 2012.
- MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 66, n. 4, p. 281-302, Ago. 1958.

MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 1974.

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. Diferenciais de rendimentos entre assalariados no Brasil recente. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 29, n. 56, p. 243-268, set. 2011.

NERI, M. *O retorno da educação no mercado de trabalho*. [S.l.]: Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV; EPGE/FGV, [2005].

NERI, M. *Equação de Salários Minceriana*. [S.l.]: CPS & EPGE – FGV, 2011.

NERI, I. L. A. et al. *Decomposição do diferencial regional de salário entre gêneros: uma abordagem por regressões quantílicas*. [S.l.]: [s.n.], 2009. (Fórum BNB de Desenvolvimento).

OAXACA, R. L.; RANSOM, M. Calculation of approximate variances for wage decomposition differentials. *Journal of Economic and Social Measurement*, [S.l.], v. 24, p. 55-61, 1998.

PAES DE BARROS, R.; MENDONÇA, R. *Uma análise dos diferenciais salariais no Brasil*. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998.

PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. *World Development*, [S.l.], v. 22, n. 9, p. 1325-1343, 1994.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. *Education Economics*, [S.l.], v. 12, n. 2, p. 111-134, Aug. 2004.

RAMOS, L.; REIS, M. *A escolaridade dos pais, os retornos à educação no mercado de trabalho e a desigualdade de rendimentos*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2009. (Texto Para Discussão nº 1442).

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v.10, n. 3, p. 349-356, jul./set. 2006.

SCHÄFER, K. C. Explanations of the East-West German Wage Differential. [S.l.]: Aarhus University, Business and Social Sciences, 2012.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *The American Economic Review*, Nashville, v. 51, n. 1, p. 1-17, Mar. 1961.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 16, n. 1, p. 137-165. 2012.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. *Um estudo do retorno da educação na Região Nordeste: análise dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da recente queda da desigualdade*. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará, 2010. (Texto para Discussão nº 72).

TROSTEL, P.; WALKER, I.; WOOLLEY, P. Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour Economics*, Amsterdam, v. 9, p. 1-16, 2002.



**APENDICE - A**

**SALÁRIO REAL MÉDIO MENSAL POR ANOS DE ESTUDO NO BRASIL**

**Tabela 5. Salário real médio mensal por anos de estudo no Brasil (R\$) – região urbana.**

<b>Anos de Estudo</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>
<i>Homens</i>											
<b>0</b>	567,20	558,96	522,14	528,70	555,08	565,29	650,26	675,09	696,00	910,00	889,92
<b>4</b>	969,97	977,88	898,48	896,50	917,41	939,67	982,96	1.008,06	1.015,03	1.117,87	1.215,39
<b>8</b>	1.326,66	1.209,05	1.179,83	1.107,32	1.144,20	1.194,00	1.244,15	1.237,25	1.248,35	1.305,66	1.368,00
<b>11</b>	1.921,50	1.853,84	1.651,74	1.618,70	1.609,36	1.667,76	1.637,69	1.665,59	1.670,39	1.689,06	1.783,77
<b>15</b>	5.281,49	5.182,97	4.750,38	4.647,58	4.758,84	4.799,32	4.914,37	4.741,15	4.831,95	4.841,40	4.868,35
<b>Total</b>	1.613,03	1.594,83	1.475,42	1.472,87	1.520,71	1.601,46	1.647,53	1.694,60	1.727,30	1.809,23	1.926,62
<i>Mulheres</i>											
<b>0</b>	344,84	336,50	314,48	317,59	352,91	370,53	406,90	445,50	437,81	563,89	593,53
<b>4</b>	513,61	496,24	470,74	472,56	479,13	514,73	538,89	551,50	555,48	630,34	669,40
<b>8</b>	702,40	661,91	616,77	611,47	633,09	691,96	693,79	685,10	703,47	772,43	810,08
<b>11</b>	1.069,96	1.018,05	928,72	910,84	924,06	964,76	959,73	968,32	973,44	1.027,78	1.073,83
<b>15</b>	2.952,84	2.943,53	2.587,85	2.624,63	2.626,99	2.766,25	2.747,26	2.780,57	2.702,62	2.867,58	2.933,17
<b>Total</b>	1.044,59	1.042,54	962,46	973,25	1.007,54	1.077,99	1.105,63	1.137,23	1.152,68	1.284,48	1.353,33

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 6. Salário real médio mensal por anos de estudo no Brasil (R\$) – região rural.**

<b>Anos de Estudo</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>
<i>Homens</i>											
<b>0</b>	350,32	363,99	357,82	396,64	399,06	404,17	446,54	463,28	475,65	577,95	534,09
<b>4</b>	745,30	696,05	736,40	771,14	744,03	752,85	790,47	758,69	825,44	932,62	940,61
<b>8</b>	927,11	1.047,99	1.013,17	920,27	976,15	928,24	979,10	998,52	1.047,93	1.137,11	1.149,22
<b>11</b>	1.683,53	1.287,32	1.400,35	1.407,21	1.346,87	1.159,19	1.285,07	1.253,63	1.284,80	1.307,03	1.511,59
<b>15</b>	3.636,48	3.578,28	4.399,93	4.017,98	3.703,06	4.143,03	3.212,60	2.319,10	2.366,37	2.188,29	2.862,88
<b>Total</b>	616,93	620,51	653,79	684,33	676,89	700,42	759,05	791,51	808,61	880,05	940,94
<i>Mulheres</i>											
<b>0</b>	216,95	207,00	211,83	228,55	244,78	244,67	314,66	287,99	282,45	375,90	321,31
<b>4</b>	333,19	365,89	348,12	373,95	375,79	431,16	427,96	460,32	447,68	506,66	583,72
<b>8</b>	517,33	485,17	504,18	536,59	508,68	616,46	537,42	529,26	587,00	620,85	670,86
<b>11</b>	744,12	704,03	628,53	652,85	659,00	725,33	723,15	691,39	745,58	688,14	815,95
<b>15</b>	1.969,68	1.623,69	1.370,05	1.565,73	1.884,46	1.785,70	1.706,46	1.646,32	1.566,41	1.632,38	1.477,98
<b>Total</b>	401,96	418,84	414,44	449,18	466,60	527,96	551,75	571,66	605,20	636,05	689,32

Fonte: elaboração da autora.

**APENDICE - B**  
**EQUAÇÕES MINCERIANAS**

**Tabela 7. Equação Minceriana: mulheres de regiões rurais.**

Variáveis	ANO										
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
<b>Constante</b>	5,07* (0,080)	5,18* (0,081)	4,96** (0,083)	5,09* (0,078)	5,06* (0,07)	5,05* (0,071)	5,31* (0,072)	5,14* (0,068)	5,17* (0,062)	5,41* (0,075)	5,39* (0,071)
<b>Educação</b>	0,077* (0,004)	0,073* (0,004)	0,064* (0,004)	0,063* (0,003)	0,065* (0,003)	0,064* (0,003)	0,054* (0,003)	0,059* (0,003)	0,060* (0,003)	0,050* (0,003)	0,059* (0,003)
<b>Experiência</b>	-0,001 (0,005)	-0,007 (0,005)	0,001 (0,005)	-0,001 (0,004)	0,004 (0,004)	0,010* (0,004)	0,002 (0,004)	0,006 (0,004)	0,009* (0,003)	-0,0004 (0,004)	0,004 (0,0004)
<b>(Exp)<sup>2</sup></b>	0,0001 (0,00008)	0,0001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,00008 (0,000)	- (0,000)	0,00003 (0,000)	0,0001* (0,000)	0,00001 (0,000)	0,00002 (0,000)	0,0001* (0,000)	0,00003 (0,000)
<b>Trabalho formal</b>	0,616* (0,037)	0,581* (0,038)	0,726* (0,037)	0,695* (0,035)	0,769* (0,033)	0,768* (0,032)	0,725* (0,031)	0,780* (0,032)	0,808* (0,028)	0,729* (0,037)	0,689* (0,033)
<b>Setor do emprego (público=1)</b>	0,153* (0,042)	0,178* (0,044)	0,137* (0,044)	0,122* (0,042)	0,115* (0,039)	0,154* (0,038)	0,197* (0,038)	0,087* (0,038)	0,106* (0,034)	0,205* (0,044)	0,197* (0,039)
<b>Região Metrop. Nordeste</b>	0,314* (0,042)	0,272* (0,042)	0,326* (0,043)	0,211* (0,042)	0,208* (0,038)	0,199* (0,038)	0,219* (0,038)	0,204* (0,036)	0,223* (0,034)	0,166* (0,048)	0,256* (0,043)
<b>Centro-Oeste</b>	-0,451* (0,036)	-0,439* (0,037)	-0,440* (0,038)	-0,505* (0,037)	-0,538* (0,036)	-0,552* (0,035)	-0,573* (0,035)	-0,459* (0,035)	-0,496* (0,031)	-0,526* (0,039)	-0,552* (0,038)
<b>Sul</b>	-0,059 (0,052)	0,148* (0,053)	0,160* (0,054)	0,073 (0,051)	0,126* (0,048)	0,037 (0,048)	-0,028 (0,049)	-0,069 (0,048)	-0,059 (0,043)	0,053 (0,057)	0,052 (0,053)
<b>Norte</b>	0,049 (0,043)	0,122* (0,045)	0,179* (0,044)	0,175* (0,044)	0,018 (0,042)	0,052 (0,041)	0,070 (0,041)	0,117* (0,040)	0,135* (0,036)	0,167* (0,046)	0,121* (0,043)
<b>Norte</b>	-0,417* (0,087)	-0,274* (0,106)	-0,320* (0,094)	0,106* (0,044)	0,037 (0,043)	0,040 (0,041)	0,056 (0,043)	0,048 (0,042)	0,049 (0,036)	-0,059 (0,044)	-0,101* (0,043)
<b>N</b>	3.007	2.953	3.129	3.761	4.043	4.179	4.005	4.080	4.375	3.602	3.675
<b>R<sup>2</sup></b>	0,43	0,43	0,43	0,41	0,43	0,45	0,43	0,42	0,48	0,40	0,42

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 8. Equação Minceriana: mulheres de regiões urbanas.**

Variáveis	ANO										
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
<b>constante</b>	4,89* (0,018)	4,88* (0,018)	4,85* (0,018)	4,82* (0,017)	4,86* (0,017)	4,88* (0,016)	5,01* (0,016)	5,03* (0,016)	5,03* (0,016)	5,26* (0,016)	5,32* (0,016)
<b>Educação</b>	0,110* (0,0009)	0,111* (0,0009)	0,105* (0,0009)	0,104* (0,0008)	0,101* (0,0008)	0,101* (0,0008)	0,098* (0,0008)	0,097* (0,0008)	0,092* (0,0008)	0,085* (0,0008)	0,089* (0,0008)
<b>Experiência</b>	0,023* (0,001)	0,020* (0,001)	0,019* (0,001)	0,019* (0,001)	0,019* (0,001)	0,021* (0,001)	0,018* (0,001)	0,017* (0,001)	0,019* (0,001)	0,017* (0,001)	0,014* (0,001)
<b>(Exp)<sup>2</sup></b>	0,0003* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0001* (0,000)
<b>Trabalho formal</b>	0,491* (0,008)	0,504* (0,008)	0,554* (0,008)	0,562* (0,007)	0,547* (0,007)	0,545* (0,007)	0,495* (0,007)	0,529* (0,007)	0,561* (0,007)	0,459* (0,007)	0,446* (0,007)
<b>Setor do emprego (público=1)</b>	0,067* (0,009)	0,092* (0,009)	0,101* (0,009)	0,123* (0,009)	0,125* (0,009)	0,159* (0,008)	0,155* (0,008)	0,143* (0,009)	0,182* (0,008)	0,208* (0,008)	0,193* (0,008)
<b>Região Metrop. Nordeste</b>	0,218* (0,007)	0,202* (0,007)	0,196* (0,007)	0,187* (0,006)	0,185* (0,006)	0,192* (0,006)	0,195* (0,006)	0,183* (0,006)	0,197* (0,006)	0,202* (0,006)	0,182* (0,006)
<b>Centro-Oeste</b>	-0,371* (0,009)	-0,376* (0,009)	-0,353* (0,009)	-0,349* (0,008)	-0,313* (0,008)	-0,302* (0,008)	-0,316* (0,008)	-0,300* (0,008)	-0,289* (0,007)	-0,272* (0,008)	-0,278* (0,008)
<b>Sul</b>	0,036* (0,012)	0,058* (0,012)	0,099* (0,011)	0,110* (0,011)	0,119* (0,011)	0,133* (0,010)	0,119* (0,010)	0,116* (0,010)	0,117* (0,010)	0,103* (0,010)	0,130* (0,010)

<b>Sul</b>	-0,027*	-0,047*	-0,002	0,002	0,037*	0,017	0,016	0,029*	0,043*	0,039*	0,039*
	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,008)
<b>Norte</b>	-0,105*	-0,127*	-0,110*	-0,066*	-0,061*	-0,039*	-0,049*	-0,083*	-0,058*	-0,060*	-0,069*
	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,010)	(0,011)	(0,010)	(0,010)	(0,010)
<b>N</b>	39.721	42.261	42.715	45.565	47.464	49.547	49.158	50.366	52.160	46.674	49.067
<b>R<sup>2</sup></b>	0,47	0,47	0,47	0,47	0,46	0,46	0,44	0,43	0,44	0,40	0,40

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 9. Equação Minceriana: homens de regiões rurais.**

Variáveis	ANO										
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
<b>Constante</b>	5,22*	5,37*	5,35*	5,37*	5,51*	5,61*	5,76*	5,63*	5,70*	5,92*	5,97*
	(0,059)	(0,057)	(0,058)	(0,050)	(0,051)	(0,049)	(0,047)	(0,052)	(0,049)	(0,056)	(0,055)
<b>Educação</b>	0,091*	0,080*	0,079*	0,070*	0,073*	0,063*	0,062*	0,059*	0,055*	0,051*	0,056*
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
<b>Experiência</b>	0,024*	-0,022*	0,022*	0,024*	0,016*	0,016*	0,011*	0,022*	0,018*	0,016*	0,010*
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,003)	(0,003)
<b>(Exp)<sup>2</sup></b>	0,0002*	0,0002*	0,0002*	0,0002*	0,0001*	0,0002*	0,0001*	0,0002*	0,0002*	0,0002*	0,0001*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<b>Trabalho formal</b>	0,475*	0,435*	0,449*	0,441*	0,466*	0,493*	0,443*	0,481*	0,506*	0,472*	0,498*
	(0,019)	(0,019)	(0,018)	(0,016)	(0,016)	(0,015)	(0,016)	(0,016)	(0,015)	(0,018)	(0,017)
<b>Sector do emprego (público=1)</b>	-0,044	-0,024	0,073	-0,001	0,0008	0,034	0,045	0,056	-0,034	0,027	-0,030
	(0,046)	(0,045)	(0,048)	(0,039)	(0,038)	(0,037)	(0,036)	(0,039)	(0,034)	(0,039)	(0,037)
<b>Região Metrop. Nordeste</b>	0,180*	0,137*	0,048	0,065*	0,062*	0,073*	0,092*	0,091*	0,119*	0,108*	0,136*
	(0,029)	(0,028)	(0,027)	(0,025)	(0,025)	(0,025)	(0,026)	(0,025)	(0,024)	(0,032)	(0,030)
<b>Centro-Oeste Sul</b>	-0,364*	-0,392*	-0,407*	-0,430*	-0,443*	-0,512*	-0,512*	-0,504*	-0,479*	-0,577*	-0,537*
	(0,028)	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,019)	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,023)	(0,023)
<b>Norte</b>	0,225*	0,133*	0,181*	0,218*	0,183*	0,123*	0,154*	0,102*	0,193*	0,132*	0,181*
	(0,028)	(0,027)	(0,024)	(0,026)	(0,026)	(0,025)	(0,026)	(0,027)	(0,026)	(0,032)	(0,031)
<b>Sul</b>	0,140*	0,193*	0,242*	0,224*	0,182*	0,181*	0,144*	0,128*	0,222*	0,054*	0,079*
	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,023)	(0,023)	(0,023)	(0,023)	(0,024)	(0,023)	(0,027)	(0,027)
<b>Norte</b>	-0,144*	-0,318*	-0,179*	0,138*	0,120*	0,078*	-0,014	-0,005	0,046*	-0,123*	-0,150*
	(0,051)	(0,058)	(0,053)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,025)	(0,024)
<b>N</b>	9.653	9.893	10.123	12.030	12.491	12.545	11.824	11.598	12.002	9.900	9.852
<b>R<sup>2</sup></b>	0,31	0,31	0,32	0,32	0,32	0,34	0,31	0,31	0,34	0,29	0,31

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 10. Equação Minceriana: homens de regiões urbanas.**

Variáveis	ANO										
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
<b>Constante</b>	5,27* (0,018)	5,24* (0,018)	5,18* (0,017)	5,19* (0,017)	5,25* (0,016)	5,25* (0,016)	5,43* (0,015)	5,46* (0,016)	5,45* (0,015)	5,73* (0,015)	5,76* (0,015)
<b>Educação</b>	0,115* (0,0007)	0,115* (0,0007)	0,111* (0,0007)	0,109* (0,0007)	0,106* (0,0007)	0,107* (0,0007)	0,102* (0,0007)	0,099* (0,0007)	0,096* (0,0006)	0,083* (0,0006)	0,088* (0,0007)
<b>Experiência</b>	0,041* (0,001)	0,041* (0,001)	0,040* (0,001)	0,040* (0,001)	0,036* (0,001)	0,040* (0,001)	0,034* (0,0009)	0,036* (0,001)	0,036* (0,0009)	0,032* (0,0009)	0,030* (0,0009)
<b>(Exp)<sup>2</sup></b>	0,0005* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0003* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0004* (0,000)	0,0003* (0,000)	0,0003* (0,000)
<b>Trabalho formal</b>	0,297* (0,006)	0,284* (0,006)	0,336* (0,006)	0,319* (0,006)	0,324* (0,006)	0,302* (0,006)	0,249* (0,006)	0,251* (0,006)	0,278* (0,005)	0,211* (0,006)	0,205* (0,006)
<b>Setor do emprego (público=1)</b>	0,057* (0,009)	0,067* (0,009)	0,066* (0,009)	0,088* (0,009)	0,123* (0,009)	0,149* (0,008)	0,152* (0,008)	0,160* (0,008)	0,198* (0,008)	0,211* (0,008)	0,203* (0,008)
<b>Região Metrop. Nordeste</b>	0,106* (0,006)	0,091* (0,006)	0,069* (0,006)	0,053* (0,005)	0,076* (0,005)	0,065* (0,005)	0,082* (0,005)	0,062* (0,005)	0,077* (0,005)	0,090* (0,005)	0,079* (0,005)
<b>Centro-Oeste</b>	-0,363 (0,008)	-0,370* (0,007)	-0,375* (0,007)	-0,367* (0,007)	-0,357* (0,007)	-0,332* (0,007)	-0,364* (0,007)	-0,353* (0,007)	-0,330* (0,007)	-0,327* (0,007)	-0,328* (0,007)
<b>Sul</b>	0,045* (0,010)	0,068* (0,010)	0,079* (0,010)	0,092* (0,009)	0,101* (0,009)	0,102* (0,009)	0,108* (0,009)	0,118* (0,009)	0,114* (0,009)	0,093* (0,009)	0,124* (0,009)
<b>Norte</b>	-0,028* (0,008)	-0,016 (0,008)	0,003 (0,008)	0,016 (0,008)	0,035* (0,008)	0,021* (0,008)	0,029* (0,008)	0,046* (0,008)	0,050* (0,008)	0,038* (0,008)	0,037* (0,007)
<b>Norte</b>	-0,125* (0,010)	-0,151* (0,010)	-0,156* (0,010)	-0,131* (0,009)	-0,114* (0,009)	-0,124* (0,009)	-0,125* (0,009)	-0,153* (0,009)	-0,119* (0,009)	-0,167* (0,008)	-0,166* (0,008)
<b>N</b>	56.748	58.644	58.483	60.933	63.046	64.724	64.087	64.719	66.112	60.667	62.461
<b>R<sup>2</sup></b>	0,42	0,42	0,42	0,42	0,41	0,41	0,39	0,37	0,38	0,34	0,34

\*Significativo a 5% de confiança

Fonte: elaboração da autora.

**APENDICE - C**

**DECOMPOSIÇÃO DE OAXACA-BLINDER *TWOFOLD POOLED***

**Tabela 11. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2012.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
Inw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2001</b>	5,531*	6,422*	5,959*	6,871*
	(0,017)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2012</b>	6,100*	6,802*	6,423*	7,161*
	(0,016)	(0,003)	(0,009)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,568*	0,380*	0,464*	0,289*
	(0,024)	(0,006)	(0,013)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,283*	0,224*	0,193*	0,188*
	(0,018)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Não Explicada</b>	0,285*	0,156*	0,270*	0,100*
	(0,020)	(0,004)	(0,012)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 12. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2002 e 2012.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
Inw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2002</b>	5,574*	6,415*	5,987*	6,858*
	(0,018)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2012</b>	6,100*	6,802*	6,423*	7,161*
	(0,016)	(0,003)	(0,009)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,526*	0,387*	0,436*	0,302*
	(0,025)	(0,006)	(0,012)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,251*	0,214*	0,180*	0,173*
	(0,018)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Não Explicada</b>	0,274*	0,173*	0,255*	0,129*
	(0,020)	(0,004)	(0,012)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 13. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2003 e 2012.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
lnw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2003</b>	5,558*	6,359*	6,010*	6,796*
	(0,018)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2012</b>	6,100*	6,802*	6,423*	7,161*
	(0,016)	(0,003)	(0,009)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,541*	0,443*	0,412*	0,364*
	(0,025)	(0,006)	(0,013)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,204*	0,195*	0,161*	0,159*
	(0,018)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Não Explicada</b>	0,336*	0,248*	0,250*	0,204*
	(0,020)	(0,004)	(0,011)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 14. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2004 e 2012.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
lnw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2004</b>	5,621*	6,368*	6,086*	6,804*
	(0,016)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>2012</b>	6,100*	6,802*	6,423*	7,161*
	(0,016)	(0,003)	(0,009)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,478*	0,433*	0,337*	0,357*
	(0,023)	(0,006)	(0,012)	(0,004)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,195*	0,183*	0,151*	0,143*
	(0,016)	(0,004)	(0,007)	(0,003)
<b>Não Explicada</b>	0,283*	0,249*	0,185*	0,213*
	(0,018)	(0,004)	(0,010)	(0,003)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 15. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2011.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
lnw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2001</b>	5,531*	6,422*	5,959*	6,871*
	(0,017)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2011</b>	5,980*	6,737*	6,350*	7,094*
	(0,017)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,448*	0,315*	0,391*	0,222*
	(0,024)	(0,006)	(0,013)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,229*	0,193*	0,148*	0,154*
	(0,018)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Não</b>	0,219*	0,121*	0,242*	0,068*
<b>Explicada</b>	(0,020)	(0,004)	(0,011)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 16. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2001 e 2009.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
lnw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2001</b>	5,531*	6,422*	5,959*	6,871*
	(0,017)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2009</b>	5,965*	6,595*	6,296*	7,009*
	(0,015)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,434*	0,173*	0,337*	0,137*
	(0,023)	(0,006)	(0,012)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,276*	0,140*	0,159*	0,142*
	(0,017)	(0,004)	(0,007)	(0,003)
<b>Não</b>	0,157*	0,032*	0,177*	-0,005
<b>Explicada</b>	(0,019)	(0,004)	(0,010)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.

**Tabela 17. Decomposição para mulheres e homens de áreas rurais e urbanas para os anos de 2003 e 2006.**

	Mulheres		Homens	
	Rural	Urbana	Rural	Urbana
lnw	Coef	Coef	Coef	Coef
<b>Diferencial</b>				
<b>2003</b>	5,558*	6,359*	6,010*	6,796*
	(0,018)	(0,004)	(0,009)	(0,003)
<b>2006</b>	5,773*	6,489*	6,129*	6,904*
	(0,016)	(0,004)	(0,008)	(0,003)
<b>Diferença</b>	0,214*	0,130*	0,119*	0,107*
	(0,024)	(0,006)	(0,012)	(0,005)
<b>Decomposição</b>				
<b>Explicada</b>	0,116*	0,052*	0,077*	0,059*
	(0,017)	(0,004)	(0,007)	(0,003)
<b>Não</b>	0,098*	0,077*	0,042*	0,048*
<b>Explicada</b>	(0,019)	(0,004)	(0,010)	(0,004)

\*Significativo a 5% de confiança.

Fonte: elaboração da autora.