UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão
Preto

Departamento de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

Área: Economia Aplicada

LAURA MULLER MACHADO

Comparação de distribuição de salários de professores e outras ocupações:
uma análise do diferencial

Orietador: Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave

Ribeirão Preto - SP

2014

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior
Chefe do Departamento de Economia

Profa. Dra. Elaine Toldo Pazello
Coordenadora do Programa de Mestrado em Economia Aplicada

LAURA MULLER MACHADO

Comparação de distribuição de salários de professores e outras ocupações:
uma análise do diferencial

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP

Orietador: Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzaface

Ribeirão Preto - SP

2014

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Machado, Laura Muller

Comparação de distribuição de salários de professores e outras ocupações: uma análise do diferencial.

Ribeirão Preto, 2013.

48 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Scorzafave, Luiz Guilherme Dácar da Silva

1. Salário de Professores. 2. Decomposição Oaxaca-Blinder. 3. Decomposição no quantil.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Nome: MACHADO, Laura Muller

Título: Comparação de distribuição de salários de professores e outras ocupações: uma análise do diferencial

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Agradecimentos

Fazer uma dissertação de mestrado é uma escolha de vida, que exige muito empenho. Algumas pessoas que estiveram comigo tornaram essa jornada mais gostosa e, de alguma forma, colaboraram para este trabalho.

Primeiramente quero agradecer aos meus pais, Valdeci e Rose, que me deram todo o carinho e ajuda em tudo que precisei nesse período e em todos os outros. Muito obrigada.

Junto com eles, quero agradecer ao criador e quem me apoiou nesse sonho de entrada no mestrado, Jean Le Guevellou. Obrigada pelo apoio, pela paciência e pela presença ao longo desses 3 anos. Sem você, esse sonho não teria acontecido.

Agradeço aos professores da faculdade com quem tive oportunidade de aprender e desenvolver meu trabalho, Alex, Elaine, Walter e Luiz Guilherme.

Um agradecimentos especial e divertido aos meu quarteto querido, Roberto, Carol e Daniel, que fizeram do ano 2012 um ano de muito aprendizado, mais divertido, menos doloroso e, principalmente, um ano que criou laços que vão ficar comigo para sempre.

Agradeço também aos meus amigos, que estão sempre presentes, sabatinando e participando. Vocês são ótimos. Em especial a quem me ajudou a tornar este trabalho mais compreensível, fazendo toda a diferença.

Obrigada a todos.

Sumário

1	Introdução	19
2	Revisão de Literatura	21
2.1	Importância da educação	21
2.1.1	Salários, habilidade dos professores e desempenho dos alunos . . .	22
2.1.2	Comparação de salário de professores e não professores	23
3	Metodologia	25
3.1	Vocação para ser professor	25
3.2	Dados	27
3.3	Modelo de decomposição	27
3.3.1	Decomposição Oaxaca-Blinder	28
3.3.2	Análise no quantil	29
4	Resultados	33
4.1	Análise dos dados	33
4.1.1	Análise descritiva	33
4.1.2	Análise de sensibilidade de variável omitida	36
4.1.3	Estimação via mínimos quadrados ordinários	37
4.2	Decomposições	39
4.2.1	Decomposição Oaxaca-Blinder	39
4.2.2	Decomposição quantílica	41
5	Conclusão	45
	Referências	47

Lista de ilustrações

Figura 1	Distribuição de salário hora de professores e não professores	34
Figura 2	Distribuição de salário hora de professores e não professores até o valor de R\$80,00	34

Lista de tabelas

Tabela 1	Frequência de graduação entre professores	26
Tabela 2	Análise descritiva dos salários por hora de trabalho	33
Tabela 3	Descrição e análise descritiva das covariadas	36
Tabela 4	Estimação de mínimos quadrados ordinários	38
Tabela 5	Decomposição Oaxaca-Blinder para a média	40
Tabela 6	Diferença nos quantis	41
Tabela 7	Decomposição Oaxaca-Blinder no quantil	43

Resumo

MACHADO, L .M. **Comparação de distribuição de salários de professores e outras ocupações: uma análise do diferencial**. 2014. 25 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2014.

Estudar a estrutura de remuneração de um país é importante por várias razões. Talvez uma das principais seja porque a remuneração pode afetar a atratividade da carreira e a habilidade dos profissionais que exercem a função de professor. O presente trabalho buscou comparar a diferença do salário-hora entre professores e não professores graduados em carreiras tipicamente relacionadas à profissão docente: Ciências da Educação, Formação de Professores, Língua Materna, Matemática, Biologia e Química. O objetivo era entender como profissionais recém-graduados escolheram diferentes ocupações (docente versus não docente) levando ao aparecimento de um diferencial salarial importante já nos primeiros anos de vida profissional. Desta análise, sob a hipótese de ignorabilidade e a hipótese de preferências semelhantes antes do ingresso no ensino superior corretamente especificadas, pode-se concluir que aqueles que exercem a profissão de professor, tanto na média, quanto no quantil 10 e na mediana, possuem um diferencial de salário hora positivo com relação aos que não são docentes. Já no quantil 90, não há diferença de salário entre os grupos. Os resultados mostram também que a diferença é explicada majoritariamente pelo retorno às características que determinam o salário e menos por diferenças nos níveis de tais características. Existem duas implicações desses resultados. Primeiro, considerando-se salário como *proxy* para habilidade, pode-se inferir que os professores já são os mais habilitados da amostra analisada. Sendo assim, aumentar o salário dos docentes não atrairia profissionais mais habilitados para a profissão, dentro das carreiras estudadas, pois já são os profissionais mais habilitados que são docentes. Uma alternativa seria capacitar esses profissionais de forma a aumentar a habilidade destes. Segundo, outra forma de aumentar a habilidade dos professores seria compreender como esse diferencial salarial afeta a decisão de ingresso na carreira docente, e buscar atrair profissionais mais habilitados para o magistério antes da escolha da carreira a ser cursada no ensino superior. Isso poderia possibilitar que indivíduos com maior habilidade se interessassem pelo magistério. Em ambos os casos, para que seja efetivo para a geração de capital humano, um aumento salarial do cargo de professor deve estar atrelado à criação de condições para o aumento da habilidade dos profissionais que ocupam tal posição.

Palavras-chaves: Salários. Professores. Análise no quantil.

Abstract

MACHADO, L .M. **Comparison of distribution of salaries of teachers and other occupations: an analysis of the differential.** 2014. 25 p. Dissertation (Master Degree) - Graduate School of Economics, Business and Accounting, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2014.

Studying the compensation structure of a country is important for several reasons. Perhaps the most important of them is because the compensation can affect the attractiveness of the teaching profession and the professional skill of performing the job. This study aimed to compare the difference in hourly wage between teachers and teachers in undergraduate careers typically related to the teaching profession: Education Sciences, Teacher Training, First Language, Mathematics, Biology and Chemistry. The objective was to understand how newly graduated professionals chose different occupations (teaching versus non-teaching) leading to the appearance of a major wage differential in the first years of working life. This analysis, under the hypothesis and the hypothesis ignorabilidade similar preferences before entering higher education properly specified, one can conclude that those who exercise the teaching profession, both on average and in 10 quantile and median of a positive differential hourly wage with respect to non-teachers. You quantile 90, there is no difference in pay between groups. The results also show that the difference is largely explained by the return of the characteristics that determine wages and less by differences in the levels of these characteristics. There are two implications of these results. First, considering salary as a proxy for skill, it can be inferred that teachers are already the most skilled of the sample analyzed. Thus, increasing teacher salaries would attract more skilled professionals for the profession within the careers studied because they are already the most skilled professionals who are teachers. One such alternative would enable professionals to increase the ability of these. Second, another way to increase the ability of teachers would understand how this wage gap affects the decision of entering the teaching career, and seek to attract more skilled professionals for teaching before the choice of higher education. This could enable individuals with greater ability to be interested by the magisterium. In both cases, to be effective for the generation of human capital, a raise from his professorship should be linked to the creation of conditions for increasing the ability of professionals who hold such a position.

Key-words: Wages. Teacher. Quantile decomposition.

1 Introdução

Muitos estudos mostram que a qualidade da educação impacta positivamente os salários futuros dos indivíduos e o crescimento econômico do país, conforme mostram, por exemplo, [Kimko e Hanushek \(2000\)](#) e [Bishop \(1989\)](#). O Brasil apresenta um baixo desempenho educacional quando comparado a outros países. Por exemplo, na avaliação PISA (*Programme for International Student Assessment*), um dos principais exames aplicado a vários países para avaliar a qualidade educacional de jovens de 15 anos, o Brasil apresentou uma das menores pontuações entre 65 países, ficando em 57º lugar (OCDE, 2012).

Buscando propostas de melhorias para a educação por meio da análise dos dados do PISA, [Barber e Moushed \(2007\)](#) observam que os 10 países com as melhores notas diferem em alguns pontos dos outros participantes. Os autores mostram que nesse grupo de países, um fato que se destaca é que os professores possuem salários tão bons ou melhores que o de outras profissões prestigiadas.

Outros estudos também ressaltam que a estrutura de remuneração dos professores de um país precisa ser averiguada de modo relativo a de outras ocupações pois a remuneração pode afetar as decisões dos indivíduos em diferentes dimensões. Primeiro, a remuneração pode afetar a decisão dos indivíduos mais bem qualificados de se tornarem professores. Segundo, dado que o professor ingressou na profissão docente, ela pode afetar o esforço que será exercido em sala de aula. Por fim, pode desestimular (ou não) a rotatividade desses profissionais nas escolas.

O objetivo desse trabalho não é compreender como esse diferencial salarial entre professores e não professores afetou a decisão de ingresso na carreira docente. Nosso objetivo é entender o efeito da escolha da profissão docente sobre salários que os indivíduos vão receber no mercado de trabalho. Como uma forma de contornar o problema de seleção amostral, escolhemos trabalhar unicamente com profissionais graduados em carreiras cuja maioria dos formados acaba ingressando na docência. Uma hipótese subjacente a essa escolha é que as preferências desses indivíduos pela carreira docente antes do ingresso no ensino superior eram semelhantes. Dito de outro modo, uma vez optando por uma dessas carreiras, os indivíduos saberiam que teriam uma probabilidade muito alta de se tornarem docentes.

Desse modo iremos investigar o diferencial de salário entre professores e não professores recém formados para compreender se: (1) existe uma eventual menor remuneração

relativa dos professores; (2) que fatores explicariam esse diferencial salarial. O fato de que a literatura aponta a existência de uma relação entre o salário relativo dos professores e a proficiência dos alunos justifica a importância do presente estudo.

Apesar de já existirem trabalhos para o Brasil associando o diferencial de salários de professores e não professores, o presente trabalho inova em duas direções. Primeiro, ao trabalharmos com graduados recém-formados de carreiras tipicamente docentes conforme já mencionado. Segundo, realizamos a decomposição do diferencial salarial entre docentes e não docentes de acordo o método de [Firpo et al. \(2009\)](#) que possibilita analisar diferentes quantis da distribuição salarial.

2 Revisão de Literatura

2.1 Importância da educação

De acordo com relatório da UNESCO a educação ajuda a combater a pobreza e capacita as pessoas com conhecimento e habilidades que precisam para construir um futuro melhor. Um ano extra de escolaridade nos países em desenvolvimento aumenta a renda individual em até 10% e a taxa de crescimento do PIB em 0,37%, (UNESCO, 2010). Além disso, 171 milhões de pessoas poderiam sair da pobreza se todos os estudantes em países em desenvolvimento deixassem a escola sabendo ler. Outra evidência da importância da educação para o crescimento é o resultado de [Kimko e Hanushek \(2000\)](#) que mostra que um aumento de um desvio padrão da qualidade da força de trabalho gera um aumento da taxa de crescimento da renda per capita de 1,4 pontos percentuais.

Apesar dessa importância ser largamente comprovada e analisada na literatura, a situação educacional no Brasil é crítica quando comparado a outros países. Na avaliação PISA o Brasil apresentou uma média de 391 pontos em matemática, ficando em 57º lugar entre 65 países (OCDE, 2012). Mesmo em comparação a outros países da América Latina, Menezes-Filho (2001) mostra, por exemplo, que apesar da melhoria educacional apresentada nos últimos 20 anos, a evolução da educação brasileira foi mais lenta do que a dos outros países latino-americanos.

Uma possível estratégia para tentar compreender essa situação brasileira é investigar a função de produção do capital humano que mostra quais são os insumos mais importantes para gerar uma educação de qualidade e, além disso, permite identificar a importância de cada um deles nessa tarefa.

Conforme mostra [Hanushek \(1986\)](#), o processo de produção de capital humano apresenta diversos insumos básicos: infra-estrutura física das escolas, tamanho da classe, qualidade dos professores, etc. Entre os fatores que mais explicam a diferença de desempenho entre os alunos, destaca-se a qualidade dos professores. O autor mostra que a habilidades dos professores é muito mais importante na formação de capital humano do que todos os outros fatores.

Como entender a formação de habilidades pode ser uma tarefa complexa, iremos apresentar como a literatura tem se utilizado do salário como um dos principais fatores determinantes na habilidade.

2.1.1 Salários, habilidade dos professores e desempenho dos alunos

Em estudo feito nos Estados Unidos com dados dos anos de 1969, 1979, 1989, [Stoddard \(2003\)](#) encontrou evidências de que o salário é importante na determinação da qualidade dos professores. O estudo encontrou que o aumento do salário dos não professores tem impacto negativo na qualidade dos professores que atuam nas escolas. Ainda analisando dados dos Estados Unidos e a qualidade dos professores ao longo do tempo, [Lakdawalla \(2006\)](#) mostra que a qualidade dos professores declinou de 1940 à 1990. Segundo o autor, isso se deve principalmente ao aumento do preço de trabalhadores com alta habilidade, fazendo com que as escolas diminuam a contratação desses profissionais.

Ambos estudos mostram que a qualidade dos professores, medida em capital humano, está correlacionada com o preço do trabalhador habilitado. Sendo assim, infere-se que a habilidade dos professores está diretamente relacionada aos salários ofertados à esses profissionais. Dado que o principal insumo da função produção de educação são professores de alta qualidade, e quanto maior a qualidade, maior o retorno de educação, é importante analisar o impacto de variações de salários, particularmente entre os profissionais mais habilitados.

Em estudo com dados de 1960 à 1990 dos Estados Unidos e analisando apenas as professoras, foram encontradas evidências de que quanto mais bem pagas em relação a outros profissionais, maior a probabilidade de mulheres jovens altamente habilitadas escolherem ser professoras. O estudo de [Bacolod \(2006\)](#) conclui que 10% de aumento no salário alternativo (não professores) gera 6,4% de queda na probabilidade das mais hábeis virarem professoras e 3,5% de queda das menos hábeis. Ou seja, variações de salários são mais sensíveis para os profissionais mais habilitados.

Além da habilidade, um outro ponto importante na qualidade dos professores é o tempo de experiência na profissão. A maior experiência permite lidar melhor com os alunos em sala de aula e desenvolver habilidades tácitas fundamentais para uma melhor performance.

Analisando dados de professores que abandonaram a profissão, [Gilpin \(2011\)](#) mostra que o efeito de aumento de salário fora da docência é significativo apenas para aqueles com poucos anos de profissão. Para os mais experientes esse efeito desaparece. Se a hipótese de que alta rotatividade é prejudicial aos alunos for válida esse resultado é importante. Resultado semelhante é obtido por [Imazeki \(2005\)](#) que mostra que aumentar o salário inicial retém professores-iniciantes para não abandonar a profissão, enquanto que aumentar o salário de professores mais experientes não tem esse mesmo efeito.

Em suma, os estudos com dados dos Estados Unidos mostram que o salário relativo dos docentes impacta diretamente na atratividade da carreira docente, especialmente para profissionais de alta habilidade. Esses são os mais sensíveis a alterações salariais,

abandonando a profissão com mais facilidade frente a uma queda do salário relativo, particularmente no início da carreira.

Também existem evidências de impacto causal do aumento de salário sobre o desempenho dos alunos na América Latina. Por exemplo, no Chile, o SNED (*Sistema Nacional de Evaluación de Desempeño de los Establecimientos Educativos*), criado em 1996, permite ajustes dos salários dos professores da rede pública de ensino de acordo com o desempenho da escola. O estudo de [Mizala e Romaguera \(2004\)](#) encontrou resultados positivos do SNED sobre o desempenho dos alunos, principalmente nas escolas de menor qualidade. Além disso, o salário real dos professores aumentou 156% entre 1992 e 2002, sendo maior que o salário de outras profissões que requeriam diploma. No mesmo período, o número de estudantes da área da educação aumentou 39%. Esses dados revelam dois fatores importantes: primeiro, que a política salarial é relevante para a atração de bons profissionais de ensino; segundo, que gera impacto positivo no capital humano ainda que mais focada em escolas de menor proficiência.

O governo brasileiro também vem realizando reformas que possibilita o aumento do salário dos professores. O FUNDEF implantado em 1998 pelo governo federal, e tem como objetivo distribuir recursos federais entre estados e municípios para aumento dos salários de professores. Foi estabelecido que 60% dos recursos educacionais deveriam ir para desenvolvimento da educação fundamental e o programa estabelece um piso de gasto por aluno. No Brasil, [Menezes-Filho e Pazello \(2007\)](#) usando dados do FUNDEF, encontram que a proficiência dos alunos da escola pública é positivamente impactada pelo salário dos professores, especialmente os das regiões mais carentes. Esse resultado é similar ao encontrado por [Mizala e Romaguera \(2004\)](#) no programa do Chile.

Como o salário relativo dos docentes afeta tanto a qualidade média do professor quanto a proficiência dos alunos, é importante investigar o diferencial salarial entre esses dois grupos.

2.1.2 Comparação de salário de professores e não professores

O estudo de [Mizala e Romaguera \(2004\)](#) analisa a diferença da estrutura de salário de professores e não professores no Chile. Os resultados mostram que tanto os professores possuem melhores níveis de atributos que levam a maiores salários, como esses atributos são mais valorizados para os professores do que para outras categorias.

Em trabalho similar também utilizando a decomposição de Oaxaca-Blinder, [Mori-coni e Marconi \(2008\)](#) estudaram o diferencial salarial dos professores do Brasil comparando-os com os seguintes grupos: demais ocupações do setor público, professores do setor privado e demais ocupações do setor privado. Foram obtidas evidências de que os salários dos professores da rede pública são mais atrativos para profissionais com formação de nível

médio de escolaridade do que para os nível superior. Ainda segundo os autores, os professores da rede pública brasileira com nível superior ganharam menos do que receberiam em qualquer um dos grupos de comparação.

Em estudo similar, também com os dados da PNAD de 2006, [Becker \(2009\)](#) mostra a decomposição Oaxaca-Blinder incluindo a diferença previdenciária dos professores no Brasil, que tem o benefício de se aposentar 5 anos antes dos outros profissionais tendo aposentadoria integral. Esses benefícios foram trazidos a valor presente, assim como os dos profissionais do grupo de comparação. Quando são incluídas as regras previdenciárias o diferencial de remuneração com as outras ocupações diminui significativamente. Observou-se que os professores do ensino fundamental possuem menor remuneração em comparação aos profissionais da ciência. Em comparação aos trabalhadores da produção e serviços, os professores obtém um rendimento superior.

Para analisar o diferencial quantílico da avaliação chilena do SNED, [Juhn et al. \(1993\)](#) estimam os diferenciais de salários para os diferentes quantis da distribuição condicional de salário. Os autores interpretaram a posição na distribuição do logaritmo de salário como medida de habilidade não observada, ou seja, salários maiores são aproximações para pessoas mais habilidosas por conta de uma característica não observada. A estimação sugere que a resposta para a questão de quando professores são bem pagos ou não depende da posição da distribuição de salários condicional. Depois de serem consideradas as características dos grupos, o diferencial de salários tende a ser positivo e maior para professores de menor habilidade (que estão na parte inferior da distribuição de salários) e o diferencial tende a ser zero ou negativo para professores muito hábeis (na parte superior da distribuição). Na média, depois que as diferenças de características são consideradas, professores no percentil 10 recebem salários 60% maiores do que seus contrapartes no mesmo percentil, professores do percentil 25 recebem 43% mais e professores no percentil 50 recebem 24% mais. Na outra ponta da distribuição, professores do percentil 75 recebem salários pelo menos tão bons quanto não professores. Professores no percentil 90 recebem salários 14% menores. Dessa forma, podemos inferir pelo estudo que professores com menos habilidade tem uma remuneração melhor quando escolhem ser professores ao invés de outras profissões. Já os professores de maior habilidade recebem menor remuneração quando comparados a outras profissões.

Como o artigo de [Mizala e Romaguera \(2004\)](#) é o único artigo que analisa o diferencial salário nos quantis, fica evidente a importância do presente estudo ao realizar análise dessa natureza para o Brasil.

3 Metodologia

Nesse capítulo serão apresentados os dados e a metodologia a ser utilizada no presente estudo.

3.1 Vocação para ser professor

No Brasil não existe uma qualificação específica para exercer a profissão de professor. Conforme determinação do Governo Federal o profissional precisa ter ensino superior com licenciatura ou ser formado em pedagogia.

O modelo convencional de escolha binária discreta é baseado na proposição de que decidir entre duas alternativas é comparar a expectativa de utilidade da vida toda nas duas opções. A expectativa de utilidade da escolha será função de fatores monetários e não monetários percebidos pelo indivíduo, e o valor final dessa utilidade será comparado de forma a orientar qual a escolha que gera maior utilidade. Seja m a variável monetária, h a variável não monetária e U a utilidade de cada escolha e $f(.)$ a função que gera a utilidade da vida toda para o indivíduo:

$$U_{Professor} = f_{Professor}(m, h) \quad (3.1)$$

$$U_{Não-Professor} = f_{Não-Professor}(m, h) \quad (3.2)$$

Assim, caso

$$U_{Professor} > U_{Não-Professor} \quad (3.3)$$

O indivíduo irá escolher ser professor. No entanto, raramente é factível estimar os retornos monetários dos indivíduos já que essa estimação requer hipóteses sobre taxa interna de retorno, horizonte de tempo, entre outros. Conforme [Brewer \(1996\)](#), devido à essas dificuldades, na maioria dos artigos, a utilidade é medida simplesmente como o salário.

Neste trabalho, o fator monetário será simplificado para o salário. Essa aproximação será feita pelos fatores não monetários não serem facilmente mensuráveis pois podem ser não observados. Uma das possíveis determinações de h é a vocação. A vocação

profissional é formada por um conjunto de aptidões naturais e interesses específicos do indivíduo que o direcionam na escolha de uma profissão. Ou seja, se admitirmos que existam indivíduos que tem aptidão para ser professor, provavelmente a escolha do curso superior será direcionada visando o objetivo de exercer a profissão de professor. Essa suposição fica ainda mais forte quando considerado o fato de que para exercer o magistério no ensino fundamental no Brasil a exigência é de que o profissional tenha graduação com licenciatura ou ter cursado pedagogia. O curso de licenciatura é voltado para ensinar ao aluno, além das disciplinas inerentes ao curso escolhido, técnicas que o tornarão apto a transmitir o aprendizado, tornando-o um professor. Nesse contexto, pressupor que o indivíduo que cursa licenciatura e pedagogia está direcionado a se tornar professor é plausível.

Analisando os dados do Censo de 2010, temos que os professores do ensino fundamental tem, em sua maioria, graduação nos seguintes cursos superiores:

Tabela 1 – Frequência de graduação entre professores

Ensino Superior	Representação entre professores
Ciências da Educação	38,8%
Formação de professores	18,3%
Língua materna	12,8%
Matemática	4,9%
Biologia e Química	2,8%
Total	77,6%

Assim, 78% dos docentes cursou uma dessas cinco graduações. Se analisarmos cada uma delas separadamente, cerca de 85% dos formados em 2010 estavam trabalhando como professores. Portanto, ao escolher uma dessas carreiras a probabilidade a priori de um indivíduo vir a exercer a ocupação de professor é elevada.

Como nosso objetivo é entender o efeito da escolha da profissão docente sobre salários que os indivíduos vão receber no mercado de trabalho, precisamos contornar o problema de viés de seleção já que, de modo geral, indivíduos que decidem ser professores são diferentes em não observáveis de indivíduos que decidem ser não professores. Ao trabalharmos apenas com os 5 cursos de graduação citados acima, estamos fazendo a hipótese de que nesse grupo em particular as preferências desses indivíduos pela carreira docente antes do ingresso no ensino superior eram semelhantes. Dito de outro modo, uma vez optando por uma dessas carreiras, os indivíduos saberiam que teriam uma probabilidade muito alta de se tornarem docentes.

3.2 Dados

Os dados utilizados no trabalho são oriundos do Censo Demográfico 2010, coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - (IBGE). Particularmente, utilizamos os dados do estado de São Paulo com trabalhadores que estavam empregados no momento da pesquisa e que declararam o salário e a ocupação. Foram considerados os funcionários públicos das esferas federal, estadual e municipal e trabalhadores com carteira assinada. Serão considerados apenas trabalhadores com ensino superior nos cursos de: Ciências da Educação, Formação de Professores Específico, Formação de Professores de Disciplinas profissionais, Língua Materna, Matemática, Biologia e Química.¹

A amostra será restrita aos profissionais de 18 a 27 anos como uma maneira de analisar a decisão de ingresso no mercado de trabalho no período imediatamente após a conclusão do curso superior. De certa forma procura-se restringir a análise a profissionais que ainda não trocaram de ocupação desde sua graduação.

As variáveis explicativas utilizadas na análise serão baseadas no trabalho de [Becker \(2009\)](#) e de [Chevalier et al. \(2007\)](#) pois ambos estudos, apesar de utilizarem metodologias diferentes, buscavam estudar e responder perguntas similares ao presente estudo. As variáveis são as seguintes: idade, cor, sexo, condição na família, escolaridade, tipo de ocupação e área de graduação. Serão incluídas variáveis geográficas disponibilizadas no Censo. A variável dependente do modelo é o salário por hora trabalhada.

3.3 Modelo de decomposição

A seguir serão explicados os procedimentos detalhados aplicados na metodologia. Conforme os trabalhos de [Mizala e Romaguera \(2004\)](#), [Moriconi e Marconi \(2008\)](#), [Becker \(2009\)](#) e [Juhn et al. \(1993\)](#) que analisaram diferencial de salário de professores e outras ocupações, o diferencial é analisado com diferença de média, decomposição Oaxaca-Blinder e, mais raramente, com análise dos quantis. A decomposição Oaxaca-Blinder é importante na análise de diferencial pois ela mede o diferencial devido à discriminação e também devido às diferenças na composição dos grupos quanto às características observadas. A análise dos quantis é importante pois podem existir comportamentos diferentes de acordo com a posição na distribuição de salário, por exemplo, o diferencial ser explicado de forma não similar nas faixas maiores e menores de remuneração.

Neste trabalho, serão apresentadas as 3 análises, com o diferencial da aplicação da decomposição Oaxaca-Blinder nos quantis, possibilitando analisar diferenças na estrutura de remuneração que variem de acordo com a posição na distribuição. Primeiramente, será apresentada a decomposição Oaxaca-Blinder e em seguida a decomposição no quantil, de

¹Códigos 142, 145, 146, 223, 461, 421 da tabela de códigos de cursos superiores do Censo Demográfico.

acordo com [Firpo et al. \(2009\)](#).

Um dos pontos a se considerar é que a metodologia não considera efeitos de equilíbrio geral. Isso significa que ela desconsidera os efeitos que mudanças da composição teriam sobre o retorno.

3.3.1 Decomposição Oaxaca-Blinder

Uma das decomposições comuns na literatura de análise de comparação é a metodologia Oaxaca-Blinder, [Oaxaca \(1973\)](#). Seja Y a remuneração por hora de trabalho, considerando uma equação linear do salário, seja i o número de observações, X_i o vetor de covariadas de cada indivíduo i e U_i o erro:

$$Y_i = \alpha + X_i\beta + U_i \quad (3.4)$$

Assumimos que o erro segue uma distribuição normal, que $E(U_i) = 0$ e $E(U_i U_{i'}) = \sigma_j$ se $i = i'$ e, caso contrário, $E(U_i U_{i'}) = 0$, ou seja, erros homocedásticos.

Considerando dois grupos definidos por T , onde T pode ter o valor 1 ou 0. Sendo que se $T=1$ estamos nos referindo ao grupo dos professores e $T=0$ o grupo que será feita a comparação. As equações de rendimentos de cada grupo serão:

$$Y_1 = \alpha_1 + X_1\beta_1 + U_1 \quad (3.5)$$

$$Y_0 = \alpha_0 + X_0\beta_0 + U_0 \quad (3.6)$$

Após obter as estimativas das equações de cada grupo, a decomposição Oaxaca-Blinder fornece a seguinte forma de comparação:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = (\alpha_1 - \alpha_0) + (X_1\beta_1 - X_0\beta_0) \quad (3.7)$$

Em seguida soma-se e subtrai $X_{1i}\beta_0$, obtendo-se:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = (\alpha_1 - \alpha_0) + X_0(\beta_1 - \beta_0) + \beta_1(X_1 - X_0) \quad (3.8)$$

Na estrutura determinada acima, o diferencial salarial é explicado por dois diferentes componentes: $\beta_1(X_1 - X_0)$ é o chamado efeito de composição, que é a parte do diferencial de remuneração que é explicado por diferenças das características observáveis dos indivíduos, X_1 e X_0 . A segunda parte do diferencial, $(\alpha_1 - \alpha_0) + X_0(\beta_1 - \beta_0)$, é o chamado efeito estrutura, decorrente da diferença na estrutura de rendimento entre os grupos, por isso refere-se a esse termo como a parte decorrente da discriminação. Como

o termo inclui também a parte não observada da equação é mais apropriado referir-se a ele como efeito de parâmetros. A essa comparação são atribuídos os diferentes perfis produtivos observados de cada grupo (efeitos de média) e características não observadas dos trabalhadores e critérios de remuneração praticados (efeito de parâmetros).

3.3.2 Análise no quantil

Em termos gerais, a estimação proposta por [Firpo et al. \(2009\)](#) promove uma forma simples de decomposição para qualquer estatística que a função influência é conhecida. A estimação é similar a uma regressão padrão, porém, a variável dependente é substituída pela função influência recentrada da estatística de interesse e o método propõe uma aproximação linear para a estimação.

A função influência é definida como a influência de uma observação na distribuição da estatística de interesse e é largamente utilizada para estimações robustas, podendo ser facilmente computada para qualquer quantil.

Considerando o funcional $\nu(F)$, a função influência, $\mathbb{F}$, de acordo com Hampel (1974) é utilizada como medida de robustez de ν a *outliers*. Quando a função distribuição é substituída pela distribuição empírica: $\mathbb{F}(y; \nu, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{\nu(F_\epsilon) - \nu(F)}{\epsilon}$ onde $F_\epsilon(y) = (1 - \epsilon)F + \epsilon\delta_y$, $0 \leq \epsilon \leq 1$ e δ_y é uma distribuição que coloca massa de probabilidade apenas em y .

Temos por definição que:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{F}(y; \nu, F) d(F(y)) = 0 \quad (3.9)$$

Definimos a *Recentered influence function*, RIF, como

$$RIF(y; \nu) = \nu(F) + \mathbb{F}(y, \nu) \quad (3.10)$$

No caso dos quantis, a função influência é dada por :

$$\mathbb{F}(Y, Q_\tau) = (\tau - \mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\})/f_Y(Q_\tau) \quad (3.11)$$

Seja Q_τ o τ -ésimo quantil da distribuição não condicional de Y , $\mathbb{1}(\cdot)$ uma função indicadora de quando a variável resposta é maior ou igual ao quantil Q_τ e $f_Y(\cdot)$ a densidade marginal da distribuição de Y . Como resultado, a RIF pode ser reescrita como :

$$RIF(Y, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - \mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (3.12)$$

$$RIF(Y, Q_\tau) = c_{1,\tau} \mathbb{1}\{Y > Q_\tau\} + c_{2,\tau} \quad (3.13)$$

Onde $c_{1,\tau} = 1/f_Y(Q_\tau)$ e $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau}(1 - \tau)$. Multiplicado pelas constantes $c_{1,\tau}$ e $c_{2,\tau}$ a função influencia recentrada é simplesmente uma indicadora de quando a variável resposta é maior ou igual ao quantil Q_τ . Assim, utilizando a lei das expectativas iteradas, a estatística genérica de interesse ν pode ser expressa como função da RIF condicional. O modelo irá estimar uma regressão linear de $\mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\}$ em X . A expectativa da função RIF é dada por:

$$\int RIF(y; \nu, F) dF(y) = \int (\nu(F) + \mathbb{F}(y, \nu)) dF(y) = \nu(F) \quad (3.14)$$

$$\nu(F(y)) = \int RIF(y; \nu, F) dF(y) \quad (3.15)$$

$$= \int \int RIF(y; \nu, F) dF(y_{y|X})(y|X = x) dF_X(x) \quad (3.16)$$

$$= \int E[RIF(y; \nu, F)|X = x] dF_X(x) \quad (3.17)$$

Sabemos que $E[RIF(y; \nu, F)|X = x]$ é facilmente calculada usando regressão linear. Essa imposição de linearidade da função tem como objetivo facilitar o desenvolvimento da estimação e é comumente utilizada na literatura. Sejam as estruturas salariais definidas pelos professores do ensino público fundamental como grupo 1 e das demais profissões, como grupo 0. Temos que:

$$m_t^v(x) = E[RIF(y_t; \nu_t, F)|X = x, T = t] \quad (3.18)$$

Teremos conseqüentemente, com as equações acima, que os momentos das distribuições serão:

$$\nu_1 = E[m_1^\nu|T = 1] \quad (3.19)$$

$$\nu_0 = E[m_0^\nu|T = 0] \quad (3.20)$$

Segue-se então que o efeito da estrutura salarial, Δ_s^c , e o efeito composição, Δ_c^c , podem ser escritos apenas rearranjando os momentos descritos acima, como:

$$\Delta_s^\nu = E[m_1^\nu|T = 1] - E[m_C^\nu|T = 1] \quad (3.21)$$

$$\Delta_X^\nu = E[m_C^\nu|T=1] - E[m_0^\nu|T=0] \quad (3.22)$$

Onde $m_t^\nu(x) = x^T \gamma_t^\nu$ e $m_C^\nu(x) = x^T \gamma_C^\nu$, sendo γ^ν os coeficientes do funcional ν , explicitando a relação linear. Assim podemos reescrever Δ_s^c e Δ_c^c conforme segue

$$\Delta_s^\nu = E[X|T=1]^T (\gamma_1^\nu - \gamma_C^\nu) \quad (3.23)$$

$$\Delta_s^\nu = E[X|T=1]^T \gamma_C^\nu - E[X|T=0]^T \gamma_0^\nu \quad (3.24)$$

A equação acima generaliza a decomposição Oaxaca-Blinder para qualquer estatística de distribuição através da projeção da função influencia recentrada.

Para o caso dos quantis, [Firpo et al. \(2009\)](#) mostra que a melhor forma fazer as estimações é primeiramente calcular os quantis amostrais e em seguida estimar a densidade do ponto através dos métodos de kernel. A estimativa da RIF de cada observação é obtida associando as estimativas de Q_τ com $F(Q_\tau)$, ou seja, os elementos detalhados dos efeitos composição e estrutura são computados da mesma forma que a média. Os coeficientes γ serão dados por:

$$\gamma_t^\nu = (E[XX^T|T=t])^{-1} E[RIF(Y_t; \nu_t)X|T=t] \quad (3.25)$$

$$\gamma_C^\nu = (E[XX^T|T=1])^{-1} E[RIF(Y_0; \nu_C)X|T=t] \quad (3.26)$$

Assim, pode ser utilizada uma equação correspondente a decomposição Oaxaca-Blinder.

4 Resultados

Nesta seção serão apresentadas primeiramente as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no trabalho. Em seguida será realizado o teste de sensibilidade de Rosenbaum (2002) para avaliar a influência de possíveis fatores não observados na estimação da decomposição. Em seguida, será apresentada a estimação por mínimos quadrados ordinários da equação de salário, a decomposição de Oaxaca-Blinder e, por fim, a decomposição quantílica para os percentis 10, mediana e 90.

4.1 Análise dos dados

4.1.1 Análise descritiva

Nessa seção é apresentada a análise descritiva das variáveis utilizadas neste trabalho. A amostra final possui 7.107 observações, sendo 2.101 professores e 5.006 não professores. A primeira variável a ser analisada é a variável dependente do modelo, o salário por hora. Conforme mostra o quadro abaixo o salário dos professores é, em média, R\$1,46 maior do que o de outras ocupações e esta diferença é estatisticamente significativa. Observa-se também que o desvio padrão do salário de não professores é elevado, provavelmente devido ao fato de que há uma heterogeneidade grande nas ocupações dos profissionais desta categoria.

Tabela 2 – Análise descritiva dos salários por hora de trabalho

Variável	Ocupação	Media	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Salário/hora**	Professor	12,13	11,87	0,88	140,63
	Não Professor	10,67	25,57	0,18	1250,00

^a Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%**.

A figura abaixo apresenta as densidades de probabilidade dos salários de professores e não professores para o salário por hora. Observa-se que a cauda direita da distribuição de salários dos não professores é mais longa. Este comportamento é um fato estilizado das amostras pois, de forma geral, os maiores salários do mercado de trabalho não são os de professores. Para melhorar a visualização apresenta-se as distribuições até o valor máximo de R\$80,00. A distribuição de professores está concentrado em um intervalo de até R\$20,00.

Figura 1 – Distribuição de salário hora de professores e não professores

Figura 2 – Distribuição de salário hora de professores e não professores até o valor de R\$80,00

A análise descritiva dos regressores que serão utilizados neste trabalho está apresentada na tabela abaixo com a descrição de cada um deles. Apresenta-se também o teste bicaudal de igualdade de médias. A análise descritiva será dividida em variáveis pessoais, de formação, de trabalho e geográficas.

Entre as variáveis pessoais, observa-se que entre os não-professores há um número maior de homens (25%) que entre professores (15%) e esta diferença é estatisticamente significativa. Em ambos os grupos apenas 16% são chefes de família, o que é esperado dado que a amostra compreende indivíduos entre 18 e 27 anos.

Entre as variáveis de formação observa-se que metade da amostra de professores fez graduação em Ciências da Educação contra 38% dos não professores; 16% dos professores fez graduação em Línguas contra 11% de não professores. Já no caso das graduações de biologia e de formação específica para professores a frequência relativa de não-professores

é maior do que a de professores. As duas amostras têm 5% com graduação em matemática. Por fim, como esperado, há uma maior frequência de funcionário públicos entre professores(25%) do que entre não professores, (7%), dado que as redes pública de ensino são os principais demandantes dos profissionais da carreira docente.

Há uma concentração relativa de professores na região administrativa de São Paulo e, obviamente, uma maior concentração de não professores nas demais regiões do estado. Em termos de tamanho dos municípios, a distribuição dos profissionais das duas categorias é semelhante.

Em suma, há uma maior proporção de mulheres entre os professores, eles têm salários maiores que os não professores, estão mais concentrados na região de São Paulo e trabalham mais como funcionários públicos.

Tabela 3 – Descrição e análise descritiva das covariadas

Variável	Descrição	Professor	Não Professor	Teste de média
Homem	Sexo da pessoa, 1=Homem e 0=Mulher	0,15	0,25	**
Idade	Idade da pessoa em anos	24,79	24,54	
Cor branca	Se declarou cor branca, 1=branca e 0= c.c.	0,79	0,79	
Chefe	Responsável da unidade familiar	0,16	0,16	
Funcionário Público	Se é funcionário público, 1=Sim e 0=Não	0,25	0,07	***
Linguas	Realizou graduação, 1=Sim e 0=c.c	0,16	0,11	**
Biologia	Realizou graduação, 1=Sim e 0=c.c	0,05	0,15	**
Matemática	Realizou graduação, 1=Sim e 0=c.c	0,05	0,05	
Educação	Realizou graduação, 1=Sim e 0=c.c	0,50	0,38	**
Professor	Realizou graduação, 1=Sim e 0=c.c	0,23	0,31	**
Região de São Paulo	Reside na região, 1=Sim e 0=c.c	0,48	0,41	**
Região de Campinas	Reside na região, 1=Sim e 0=c.c	0,13	0,16	**
Mais de 150 mil habitantes	Reside na região, 1=Sim e 0=c.c	0,59	0,58	

^a Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%**.

4.1.2 Análise de sensibilidade de variável omitida

Conforme apresentado na metodologia, uma das hipóteses do método de estimação de [Firpo et al. \(2009\)](#) é a ignorabilidade, ou seja, o efeito de tratamento tem de ser aleatório condicionalmente aos regressores. No nosso caso, é como se estivéssemos admitindo que a escolha da ocupação de professor fosse um tratamento. Caso essa condição do modelo não seja atendida os resultados da estimação podem ser não robustos.

Com o objetivo de verificar essa hipótese será estimado o teste de *bounds* de Ro-

senbaum (2002). O teste busca identificar se a eventual omissão de variáveis explicativas poderiam estar viesando o resultado e colocando em risco a robustez do estudo. O teste parte do pressuposto que uma vez controladas as variáveis explicativas a probabilidade de o indivíduo receber tratamento deveria ser igual nos dois grupos. Ou seja, quanto a mais a razão de chance Γ (probabilidade de ser professor relativa a probabilidade de ser não professor) se afastar de 1 maior o indicativo de que existem variáveis omitidas no modelo.

O teste foi realizado para diferentes Γ provenientes de um pareamento feito com um *caliper* de 0,01 e apenas um vizinho. Observa-se que não se rejeita a hipótese de que o resultado é totalmente resposta de uma variável omitida apenas a partir do Γ de valor 1,9. Esse valor significa que seria necessário aumentar a razão de probabilidades em menos de 90% antes de variável não-observada distorcer o impacto estimado. Quando considerado o ponto Hodges-Lehmann o valor estimado atinge 1,8. Conforme Duvendack e Palmer-Jones (2011), valores menores que 2 indicam grande sensibilidade a não observáveis e implicam que o efeito de tratamento pode estar sendo afetado por características não observadas.

Apesar dessa avaliação, consideramos a nossa análise razoável por alguns motivos. Primeiro, os valores dos testes obtidos estão próximos dos identificados em outros estudos de ciências sociais. Além disso, a análise de sensibilidade descreve um cenário pessimista, já que apenas mostra como o efeito de tratamento poderia ser alterado por viés de variável omitida, mas não indica se o viés existe, (Aakvik, 2001; Becker and Caliendo, 2007). Por fim, DiPrete and Gangl (2004) enfatizam que, mesmo nos casos em que a razão de chance é muito pequena, a estimativa seria inconsistente apenas se as variáveis omitidas causem uma pequena mudança na razão de chance e grandes variações na variável resposta. Assim, no presente estudo, se os fatores não observados tiverem um efeito relevante no salário, mas pouca influencia na decisão de ser professor, a estimação ainda será consistente.

4.1.3 Estimação via mínimos quadrados ordinários

Nesta seção iremos apresentar os resultados da estimação via mínimos quadrados ordinários.

São apresentados na tabela abaixo os coeficientes da estimação do salário via mínimos quadrados ordinários. Observa-se que os coeficientes de professores e não professores são bastante distintos e, de forma geral, as variáveis significativas são diferentes para cada um dos grupos. Entre os não professores, os homens ganham em média R\$2,10 de salário por hora a mais do que as mulheres. Essa diferença não é significativa entre os professores. Entre os professores, há um efeito da idade sobre o salário horário que não é verificado entre os não professores. Existe um diferencial de salário na média em favor dos professores brancos relativamente aos professores não brancos que não se verifica entre os não professores.

Tanto para professores como para não professores não se verificou diferencial salarial por formações e o teste de significância conjunta das variáveis não rejeita a hipótese nula de que a significância conjunta seja zero. Em relação às variáveis geográficas, estar na região administrativa de São Paulo favorece um aumento de salário para professores e não professores de R\$ 2,60 e R\$ 3,70, respectivamente, sendo este o fator que mais impacta o salário de ambos os grupos. Residir em um município de mais de 150 mil habitantes favorece um aumento de salário de ambas as categorias.

Tabela 4 – Estimação de mínimos quadrados ordinários

Variável	Professor Coeficiente	Não Professor Coeficiente
Homem	1,201 (1,024)	2,095** (1,098)
Idade	0,496 ** (0,151)	0,215 (0,174)
Cor branca	1,414 ** (0,735)	0,565 (0,992)
Chefe	1,861 ** (0,830)	1,270 (1,128)
Funcionário Público	0,095 (0,692)	0,068 (0,700)
Linguas	-1,325 (2,212)	2,896 (2,888)
Matematica	-0,659 (2,329)	1,485 (1,200)
Educação	-2,094 (2,256)	0,717 (0,893)
Professor	-0,885 (2,225)	1,168 (0,802)
Região de São Paulo	2,612 ** (0,706)	3,688** (0,916)
Região de Campinas	0,981 (0,769)	2,007** (0,632)
Mais de 150 mil habitantes	1,097 ** (0,584)	2,092** (0,519)
Constante	-2,315 (4,409)	0,131 (4,031)

Significancia : ** : 5%

Professores: n= 2.001, $R^2 = 0,04$ e Prob > F= 0,0

Não Professores: n= 5.006, $R^2 = 0,01$ e Prob > F= 0,0

Estimação robusta para heterocedasticidade do erro padrão.

4.2 Decomposições

4.2.1 Decomposição Oaxaca-Blinder

Conforme apresentado na metodologia, o modelo a ser aplicado neste trabalho é uma decomposição do tipo Oaxaca-Blinder para os quantis, por isso, esta sessão apresenta o Oaxaca-Blinder tradicional para analisar a estimação para a média ¹. A tabela abaixo mostra o resultado da decomposição onde a especificação I utiliza os coeficientes dos professores como referência e na especificação II os coeficientes dos não professores são utilizados como referência.

Como vimos anteriormente, em média, os professores ganham R\$1,46 a mais de salário por hora que os não professores e, 13% dessa diferença é explicada pelas diferenças de características entre os dois grupos. O restante do diferencial se deve a diferença dos coeficientes dos regressores das equações.

No entanto, a contribuição de poucas variáveis é individualmente significativa para o diferencial. Em suma, o diferencial de salário se concentra na diferença da estrutura de remuneração dos dois grupos, apesar de não ser possível individualizar a contribuição de cada variável para o diferencial. Ou seja, o resultado indica que, na comparação de professores e não professores jovens recém formados em graduações típicas na carreira de professor o diferencial salarial não está na diferença dos perfis dos grupos, mas na remuneração das características. Esse resultado é similar ao estudo de [Mizala e Romaguera \(2004\)](#) sobre o SNED, que mostram que a diferença de salário favorece os professores em ambos os componentes, tanto no componente estrutura quanto no composição. E também é similar ao estudo de [Becker \(2009\)](#) que inclui a diferença previdenciária dos professores no Brasil. O estudo conclui que a parte não explicada da decomposição é responsável pela maior parcela do diferencial. O resultado é diferente do estudo de Brito e Waltenberg (2013) que utiliza como grupo de comparação para os professores todos os indivíduos com ensino superior. Os autores encontram que a principal diferença também está na estrutura de remuneração, porém o diferencial é favorável aos não professores.

¹Para maiores detalhes ver [Oaxaca \(1973\)](#)

Tabela 5 – Decomposição Oaxaca-Blinder para a média

Variável	Especificação I		Especificação II	
	Coeficiente		Coeficiente	
Diferencial				
Predição Não Professores	10,672**	(0,421)	10,672**	(0,421)
Predição Professores	12,127**	(0,321)	12,127**	(0,321)
Diferença	-1,455**	(0,529)	-1,455**	(0,529)
Parte explicada				
Homem	0,213**	(0,113)	0,122	(0,105)
Idade	-0,053	(0,044)	-0,122**	(0,044)
Cor branca	0,003	(0,008)	0,007	(0,015)
Chefe	-0,003	(0,012)	-0,005	(0,018)
Funcionário Público	-0,012	(0,123)	-0,017	(0,121)
Educação	-0,088	(0,109)	0,256	(0,277)
Linguas	-0,144	(0,146)	0,066	(0,111)
Matematica	0,002	(0,008)	-0,001	(0,005)
Professor	0,091	(0,064)	-0,069	(0,173)
Mais de 150 mil habitantes	-0,021	(0,027)	-0,011	(0,015)
Região de São Paulo	-0,263**	(0,081)	-0,186**	(0,061)
Região de Campinas	0,070**	(0,028)	0,034	(0,028)
Total	-0,206	(0,205)	0,073	(0,281)
Parte não explicada				
Homem	0,134	(0,225)	0,225	(0,377)
Idade	-6,973	(5,711)	-6,904	(5,654)
Cor branca	-0,673	(0,978)	-0,677	(0,984)
Chefe	-0,093	(0,221)	-0,092	(0,217)
Funcionário Público	-0,007	(0,242)	-0,002	(0,069)
Educação	1,418	(1,224)	1,074	(0,927)
Linguas	0,683	(0,590)	0,473	(0,408)
Matematica	0,098	(0,120)	0,101	(0,123)
Professor	0,480	(0,554)	0,639	(0,737)
Mais de 150 mil habitantes	0,590	(0,464)	0,580	(0,456)
Região de São Paulo	0,518	(0,557)	0,441	(0,475)
Região de Campinas	0,131	(0,128)	0,167	(0,162)
Constante	2,446	(5,974)	2,446	(5,974)
Total	-1,248**	(0,611)	-1,528**	(0,619)

Significancia : ** : 5%

Professores: n= 2.001

Não Professores: n= 5.006

Estimação robusta para heterocedasticidade do erro padrão.

4.2.2 Decomposição quantílica

As estimações da sessão anterior mostram que a maior parte do diferencial se deve a diferenças na estrutura de remuneração dos dois grupos e que o diferencial é positivo para os professores. No entanto, a tabela abaixo mostra que o diferencial de salário varia ao longo da distribuição, sendo maior em torno da mediana e menor nos percentis 10 e 90, o que evidencia a importância de realizarmos uma análise de acordo com o quantis. Os resultados são alinhados com os de [Juhn et al. \(1993\)](#) sobre o diferencial quantílico do SNED, onde o diferencial de salários tende a ser positivo e maior para professores do grupo de menor salário e tende a ser zero ou negativo para professores na parte superior da distribuição.

Tabela 6 – Diferença nos quantis

Quantil	Professor	Não Professor	Teste de diferença
10º quantil	4,733	3,572	**
50º quantil	9,499	6,925	**
90º quantil	18,943	18,831	

^a **Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%.
Teste realizado por regressão simples

Será apresentada a decomposição da diferença salarial para os quantis 10, 50 e 90. No quantil 10, a diferença de salário é de R\$ 1,16 por hora a favor dos professores, ou seja, professores são melhores remunerados que não professores. Apesar de tanto a parte explicada do diferencial como a parte não explicada do diferencial serem significativas, 84% do diferencial é explicado pela diferença na estrutura de remuneração, resultado semelhante a decomposição Oaxaca Blinder tradicional. Na parte explicada, se igualássemos a proporção de funcionários públicos nos dois grupos o diferencial salarial cairia R\$ 0,14. No entanto, não é possível identificar claramente os efeitos individuais da maior parte das variáveis. Se eliminássemos a diferença no retorno da variável relacionada a residir em cidades maiores de 150 mil habitantes, a diferença entre professores e não professores aumentaria adicional em R\$ 0,41. Portanto, entre os profissionais que ganham menos o diferencial é muito parecido com o da análise de média.

No mediana, a diferença é de R\$ 2,58 salários por hora a favor dos professores. Novamente, 89% do diferencial é explicado pela diferença na estrutura de remuneração. No entanto, a contribuição de cada variável para o diferencial pode ser melhor identificada nesse caso, especialmente na parte não explicada. Nessa, a diferença de remuneração da variável funcionário público entre professores e não professores contribui para diminuir o diferencial em R\$0,21. Resultados nessa mesma direção ocorrem para as variáveis de

região e de cidades com mais de 150 mil habitantes. No caso da parte explicada, de modo geral, os resultados são semelhantes ao do décimo quantil.

No quantil 90 a diferença de salários entre as categorias não é significativa. Desse modo não existem grandes diferenças ao se analisar a parte explicada e não explicada de forma agregada. Mesmo os coeficientes estatisticamente significativos não chegam a explicar R\$0,01 da diferença salarial entre os grupos.

De forma geral é possível inferir que a diferença salarial se deve, em larga medida, a diferença na estrutura de remuneração entre as categorias sendo esta importância semelhante tanto no quantil 10 como na mediana. Por sua vez, para o quantil 90, o diferencial salarial não se mostrou significativo.

Tabela 7 – Decomposição Oaxaca-Blinder no quantil

Variável	10º quantil		50º quantil		90º quantil	
	Coef.		Coef.		Coef	
Diferencial						
Não Professores	3.572**	(0,066)	6.925**	(0,104)	18.831**	(0,343)
Professores	4.733**	(0,185)	9.499**	(0,103)	18.943**	(0,747)
Diferença	-1.161**	(0,203)	-2.575**	(0,142)	-0.112	(0,831)
Parte explicada						
Homem	0.024**	(0,011)	0.058**	(0,033)	0.058**	(0,220)
Idade	-0.047**	(0,017)	-0.090**	(0,045)	-0.028**	(0,103)
Cor branca	0.001	(0,003)	0.003	0,010)	0.000	(0,015)
Chefe	-0.001	(0,003)	-0.001	(0,006)	-0.001	(0,021)
Funcionário Público	-0.145**	(0,026)	-0.248**	(0,126)	0.062	(0,275)
Educação	0.030	(0,018)	0.048	(0,039)	-0.043	(0,252)
Linguas	0.000	(0,010)	-0.002	(0,018)	-0.016	(0,131)
Matematica	0.000	(0,001)	0.001	(0,005)	0.001	(0,023)
Professor	-0.004	(0,011)	0.041**	(0,026)	0.035	(0,156)
150 mil habitantes	-0.007	(0,010)	-0.010	(0,016)	-0.006	(0,046)
Região de São Paulo	-0.032**	(0,008)	-0.117**	(0,056)	-0.098**	(0,352)
Região de Campinas	0.020**	(0,007)	0.052**	(0,026)	0.031**	(0,116)
Total	-0.160**	(0,038)	-0.265**	(0,150)	-0.004	(0,433)
Parte não explicada						
Homem	0.113	(0,080)	0.018	(0,063)	-0.379	(0,196)
Idade	-11.147	(5,825)	4.684	(4,040)	-6.177	(16,979)
Cor branca	-0.238	(0,308)	-0.042	(0,365)	-1.898	(2,010)
Chefe	-0.168	(0,082)	-0.071	(0,091)	-0.288	(0,427)
Funcionário Público	-0.072	(0,128)	0.206**	(0,193)	0.521	(0,663)
Educação	-0.128	(0,436)	-0.095	(0,231)	1.342	(1,606)
Linguas	-0.023	(0,146)	-0.001	(0,091)	-0.036	(0,526)
Matematica	-0.042	(0,048)	-0.003	(0,038)	0.063	(0,231)
Professor	-0.206	(0,201)	0.057	(0,112)	0.441	(0,710)
150 mil habitantes	0.412**	(0,231)	0.368**	(0,306)	-0.845	(1,856)
Região de São Paulo	-0.212	(0,235)	0.608**	(0,362)	-0.931	(2,937)
Região de Campinas	0.051	(0,048)	0.195**	(0,078)	-0.181	(0,481)
Constante	10.660	(6,470)	-8.234**	(4,957)	8.261	(23,603)
Total	-1.001**	(0,197)	-2.309**	(0,215)	-0.108	(0,890)

Significancia : * : 5% ** : 1%

Professores:n= 2.001

Não Professores: n= 5.006

Erro padrão calculado por bootstrap

5 Conclusão

Estudar a estrutura de remuneração dos professores de um país é importante por várias razões. Talvez uma das principais delas seja porque a remuneração pode afetar o esforço que o professor exerce em sala de aula. Além disso, também pode afetar a decisão dos indivíduos de ingressarem na carreira docente. Por fim, pode contribuir para o nível de rotatividade desses profissionais. Nesse sentido, o presente trabalho buscou comparar a diferença salarial entre professores e não professores graduados em carreiras tipicamente relacionadas a profissão docente. O objetivo era entender como esses profissionais recém-graduados escolheram diferentes ocupações (docente versus não docente) levando ao aparecimento de um diferencial salarial importante já nos primeiros anos de vida profissional. O fato de que esse diferencial se mostrou heterogêneo de acordo com os diferentes quantis nos levou a aplicar a decomposição de Oaxaca Blinder nos percentis 10, 50 e 90 da distribuição salarial, usando dados do ano de 2010.

Na análise do diferencial nos quantis de salário é possível inferir que o diferencial é majoritariamente devido a parte não explicada da decomposição, ou seja, é a diferença na estrutura de remuneração das categorias a favor dos professores que explica cerca de 85% do diferencial. Essa proporção é semelhante tanto para os profissionais de menor rendimento (quantil 10) como para os da mediana. Cabe aqui destacar que o resultado da decomposição tradicional de Oaxaca Blinder para a média também indicou uma contribuição em torno de 85% da parte não explicada. Para os indivíduos do quantil 90 o diferencial de salário não se mostrou significativo. Desse modo, nossos resultados corroboram os já existentes na literatura para o Brasil ([Becker \(2009\)](#)) e Chile ([Mizala e Romaguera \(2004\)](#)).

Conforme a literatura, um maior salário relativo de professores e não professores pode atrair profissionais mais habilitados para a profissão docente. No entanto, no caso dos formados nas graduações estudadas nesse estudo, esse diferencial já se mostrou favorável para os professores no quantil 10 e 50 e indiferente apenas no quantil 90. Assim, para os profissionais habilitados com as licenciaturas aqui investigadas, ser professor é uma escolha de ocupação atrativa. Assim, existem duas implicações desses resultados: (1) os que escolheram a ocupação docente já são os profissionais mais habilitados dentro das graduações que concluíram; (2) é possível que esses profissionais não sejam os mais habilitados entre todos os graduados. Logo, seria necessário capacitar estes profissionais de forma a aumentar a produtividade e habilidade destes ou, como alternativa, compreender como esse diferencial salarial afeta a decisão de ingresso na carreira docente e buscar

atrair profissionais mais habilitados para o magistério antes da escolha de curso no nível superior.

Referências

- BACOLOD, M. *Do Alternative Opportunities Matter? The Role of Female Labor Markets in the Decline of Teacher Quality*. [S.l.], 2006. Citado na página 22.
- BARBER, M.; MOUSHED, M. *The Mckinsey Report: How the world's best performing education systems comes out on top*. [S.l.]: Mckinsey, 2007. Citado na página 19.
- BECKER, K. L. *A remuneração do trabalho do professor no ensino fundamental público brasileiro*. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo, 2009. Citado 4 vezes nas páginas 24, 27, 39 e 45.
- BISHOP, J. H. Is the test score decline responsible for the productivity growth decline? *American Economic Review*, v. 79, n. 1, p. 178–97, March 1989. Citado na página 19.
- BREWER, D. J. Career paths and quit decisions: Evidence from teaching. *Journal of Labor Economics*, v. 14, n. 2, p. 313–39, April 1996. Citado na página 25.
- CHEVALIER, A.; DOLTON, P.; MCINTOSH, S. Recruiting and retaining teachers in the uk: An analysis of graduate occupation choice from the 1960s to the 1990s. *Economica*, v. 74, n. 293, p. 69–96, 02 2007. Citado na página 27.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953–973, 05 2009. Citado 3 vezes nas páginas 20, 31 e 36.
- GILPIN, G. A. Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition. *Economics of Education Review*, v. 30, n. 4, p. 598–616, August 2011. Citado na página 22.
- HANUSHEK, E. A. The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, v. 24, n. 3, p. 1141–77, September 1986. Citado na página 21.
- IMAZEKI, J. Teacher salaries and teacher attrition. *Economics of Education Review*, v. 24, n. 4, p. 431–449, August 2005. Citado na página 22.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 3, p. 410–42, June 1993. Citado 3 vezes nas páginas 24, 27 e 41.
- KIMKO, D. D.; HANUSHEK, E. A. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1184–1208, December 2000. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 21.
- LAKDAWALLA, D. The economics of teacher quality. *Journal of Law and Economics*, v. 49, n. 1, p. 285–329, April 2006. Citado na página 22.
- MENEZES-FILHO, N.; PAZELLO, E. Do teachers' wages matter for proficiency? evidence from a funding reform in brazil. *Economics of Education Review*, v. 26, n. 6, p. 660–672, December 2007. Citado na página 23.

MIZALA, A.; ROMAGUERA, P. *Teachers Salary Structure and Incentives in Chile*. [S.l.], 2004. Citado 5 vezes nas páginas 23, 24, 27, 39 e 45.

MORICONI, G. M.; MARCONI, N. Os salários dos professores públicos são atrativos no brasil? *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 27.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. pp. 693–709, 1973. ISSN 00206598. Citado 2 vezes nas páginas 28 e 39.

STODDARD, C. Why has the number of teachers per student risen while teacher quality has declined?: The role of changes in the labor market for women. *Journal of Urban Economics*, v. 53, n. 3, p. 458 – 481, 2003. ISSN 0094-1190. Citado na página 22.