

**MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO E CULTURA  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS  
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ORGANIZAÇÕES E MERCADOS**



**GUSTAVO SARAIVA FRIO**

**DISSERTAÇÃO  
ENSAIOS SOBRE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL**

**Pelotas  
2015**

**GUSTAVO SARAIVA FRIO**

**ENSAIOS SOBRE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL**

**ORIENTADOR:**

**Professor Doutor Daniel de Abreu Pereira Uhr**

**CO-ORIENTADORA:**

**Professora Doutora Júlia Gallego Ziero Uhr**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, da Universidade Federal de Pelotas, como requisito a obtenção de título de Mestre em Economia – Economia Aplicada

Banca Examinadora:

---

Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr

Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade de Brasília (UNB)

---

Dr. Giácomo Balbinoto Neto

Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade de São Paulo (USP)

---

Dr. Cristiano Aguiar de Oliveira

Doutor em Ciências Econômicas Aplicadas pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

## Sumário

<b>ARTIGO 1: EXISTE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL NO MERCADO DE TRABALHO DOS ADVOGADOS BRASILEIROS? EVIDÊNCIAS ADICIONAIS.</b> .....	5
<b>EXISTE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL NO MERCADO DE TRABALHO DOS ADVOGADOS BRASILEIROS? EVIDÊNCIAS ADICIONAIS.</b> .....	6
<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	7
<b>2. REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	8
<b>2.1. Modelos Teóricos de Discriminação</b> .....	8
2.1.1. <i>Modelo de Becker</i> .....	8
2.1.2. <i>Discriminação Estatística</i> .....	9
<b>2.2. Literatura Empírica Internacional</b> .....	11
<b>2.3. Literatura Empírica Nacional</b> .....	12
<b>3. DADOS</b> .....	16
<b>4. MÉTODOS</b> .....	18
<b>5. RESULTADOS</b> .....	20
<b>5.1. Brancos e Não Brancos</b> .....	20
<b>6. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	26
<b>REFERÊNCIAS A</b> .....	28
<b>ANEXO A</b> .....	32
<b>ARTIGO 2: EXISTE DISCRIMINAÇÃO CONTRA CASAIS HOMOSSEXUAIS NO BRASIL?</b> .....	33
<b>7. INTRODUÇÃO</b> .....	35
<b>8. REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	35
<b>9. DADOS</b> .....	38
<b>10. ESTRATÉGIA EMPÍRICA</b> .....	40
<b>10.1. Discriminação Admissional</b> .....	40
<b>10.2. Discriminação Salarial</b> .....	41
<b>11. RESULTADOS</b> .....	43
<b>11.1. Discriminação Admissional</b> .....	43
<b>11.2. Discriminação Salarial</b> .....	44
<b>12. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	49
<b>REFERÊNCIAS B</b> .....	50

**Ministério da Educação e Cultura  
Universidade Federal de Pelotas  
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação  
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados**



**ARTIGO 1: EXISTE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL NO  
MERCADO DE TRABALHO DOS ADVOGADOS BRASILEIROS?  
EVIDÊNCIAS ADICIONAIS.**

**Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr  
Dra. Julia Gallego Ziero Uhr  
Gustavo Saraiva Frio**

**Pelotas  
2015**

# EXISTE DISCRIMINAÇÃO SALARIAL NO MERCADO DE TRABALHO DOS ADVOGADOS BRASILEIROS? EVIDÊNCIAS ADICIONAIS.

**Gustavo Saraiva Frio<sup>1</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

**Daniel de Abreu Pereira Uhr<sup>2</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

**Júlia Gallego Ziero Uhr<sup>3</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

## Resumo

O objetivo deste trabalho é testar a hipótese de discriminação salarial para o mercado de advogados no Brasil. Verificamos (i) se existe discriminação de gênero, (ii) se existe discriminação de raça e (iii) se existe discriminação de gênero considerando a distribuição de renda dos advogados brasileiros. Utilizamos os dados da PNAD de 2003 a 2013, e os métodos de Oaxaca-Blinder, Oaxaca-Ransom e o método de Regressões Quantílicas de Firpo, Fortin e Lemieux. Os resultados mostram que há discriminação de gênero, raça e entre quantis de renda para o mercado de trabalho dos advogados brasileiros.

**Palavras-chave:** Discriminação; Raça/Gênero; Advogados

**Classificação JEL:** J31; J71; K0

## Abstract

*The aim of this paper is to test the hypothesis of wage discrimination in the labor market of lawyers in Brazil. Strictly speaking, we will verify whether (i) there is gender discrimination, (ii) discrimination based on race and (iii) gender discrimination considering the income distribution of Brazilian lawyers. PNAD data from 2003 to 2013 is used along with Oaxaca-Blinder and Oaxaca-Ransom methods and the Quantile Regression method by Firpo, Fortin and Lemieux. Results show that there is both gender discrimination and discrimination based on race. Considering the quantile income, there is also discrimination.*

**Keywords:** Discrimination; Race/Gender; Lawyers

**JEL Classification:** J31; J71; K0

---

<sup>1</sup> Mestrando em Economia do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: [gustavo.frio@gmail.com](mailto:gustavo.frio@gmail.com).

<sup>2</sup> Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB) Professor adjunto do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM). E-mail: [daniel.uhr@gmail.com](mailto:daniel.uhr@gmail.com).

<sup>3</sup> Doutora em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Professora adjunta do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professora do Mestrado em Economia Aplicada (PPGOM/UFPel). E-mail: [zierouhr@gmail.com](mailto:zierouhr@gmail.com).

## 1. INTRODUÇÃO

Na ciência econômica o termo discriminação é entendido como o tratamento desigual de agentes econômicos, envolvidos em determinada situação, baseados em critérios alheios à atividade envolvida. Considera-se que existe discriminação no mercado de trabalho quando indivíduos com mesma produtividade recebem remunerações diferentes, ou recebem tratamentos diferentes em decorrência do gênero ou da raça, por exemplo. A literatura de discriminação no mercado de trabalho é amplamente amparada por modelos teóricos (AIGNER E CAIN, 1977; ARROW, 1973; BECKER, 1957; PHELPS, 1972; E SPENCE, 1973) e análises empíricas internacionais (LAURENT E MIHOUBI, 2012, MORA, 2008 E VANDENBERGHE, 2011) e nacionais (FERREIRA NETO ET AL., 2012; E GIUBERTI; MENEZES-FILHO, 2005).

O estudo específico da discriminação no mercado de trabalho dos advogados é escasso no Brasil. Até onde sabe-se, apenas o trabalho de Loureiro et al. (2011) verificou essa questão em termos quantitativos. Os autores, motivados pela crescente participação da mulher no mercado de trabalho, testaram a existência de discriminação de gênero no mercado dos advogados brasileiros para o período de 1992 a 1999. Entretanto, cabe ressaltar que o Brasil é um país com uma grande população não branca e também com graves problemas de distribuição de renda. Desse modo, a literatura ainda apresenta lacunas importantes a serem preenchidas.

Em um sentido lato, o objetivo deste trabalho é testar a hipótese de discriminação salarial para o mercado de advogados no Brasil. Em termos estritos, será verificado (i) se existe discriminação de gênero, (ii) se existe discriminação de raça e (iii) se existe discriminação de gênero e de raça considerando a distribuição de renda dos advogados brasileiros. Para tal, serão utilizados três métodos econométricos distintos: (i) Blinder (1973) e Oaxaca (1973); (ii) Oaxaca e Ransom (1994); e (iii) Firpo, Fortin, & Lemieux (2009). Os dados utilizados serão os da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período de 2002 até 2012.

Este estudo é importante porque, além de suprir lacunas da literatura de discriminação salarial para os advogados, provê resultados que servirão de insumo para futuras políticas públicas de combate à discriminação salarial no que se refere a gênero, raça e distribuição de renda dentro de determinados setores

O artigo está dividido em seis seções. A próxima seção apresenta revisão, tanto teórica quanto empírica, da literatura econômica da discriminação. A seção três apresenta

os dados utilizados para as análises empíricas. A seção quatro apresenta os métodos a serem utilizados. Posteriormente, comentamos os resultados encontrados na seção resultados. E, por fim, apresentamos as considerações finais.

## **2. REVISÃO DA LITERATURA**

Esta seção está dividida em três subseções: Modelos Teóricos de Discriminação, Literatura Empírica Nacional e Literatura Empírica Internacional.

### **2.1. Modelos Teóricos de Discriminação<sup>4</sup>**

#### *2.1.1. Modelo de Becker*

A visão neoclássica de discriminação é proposta por Becker (1957). Como pressupostos básicos da economia neoclássica, os agentes são racionais e maximizam suas utilidades, vivendo em uma economia competitiva, em que os indivíduos têm a mesma capacidade de produzir e suas produtividades determinam seus salários (quando não há discriminação). Como os agentes determinam suas preferências, eles podem também determinar preferências por discriminar. Se o indivíduo é discriminador, ele precisa abrir mão de renda por causa de sua discriminação, ou seja, há um *trade-off* entre uma parcela da renda e a discriminação. Dentro do grupo das discriminações, segundo o autor, existe discriminação do empregador, discriminação de funcionário e discriminação dos clientes.

Em uma firma em que o empregador, por exemplo, discrimina mulheres, além do custo monetário há também o custo da discriminação. Na visão do empregador, os salários das mulheres passam a ser maiores do que realmente são. Porque para o discriminador há um custo de ter como funcionários pessoas de que este não gosta. Se nesta economia existirem vários empregadores que discriminem mulheres, os empregadores indiferentes se beneficiarão. Isto se dará pela iteração de salários, em que a oferta de salários de discriminadores está abaixo do que os indiferentes oferecem, e isso faz com que se reduza o preço de equilíbrio no mercado de trabalho. Com isto, empregadores indiferentes pagarão menos do que pagariam, auferindo lucros maiores.

O preconceito pode partir da clientela. Isto, além de reduzir os salários do grupo discriminado, pode gerar segregação no mercado de trabalho. Quando o consumidor é

---

<sup>4</sup> *Survey* da literatura, ver Cain (1986) e Loureiro (2003).

preconceituoso, o preço do produto, para tal cliente, passa a ser maior do que realmente é. Ele coloca no seu preço o custo pessoal de tratar com uma pessoa com a qual ele tenha preconceito. Como o preço pago pelo cliente sobe, o dono da empresa pode colocar o grupo dos discriminados no setor de produção, onde o cliente não o vê. A princípio, ao invés de segregação, pode haver uma diminuição dos salários dos discriminados para compensar a perda do cliente, mas no longo prazo os salários serão iguais, segregando os discriminados para empregos e setores em que não apareçam para os clientes preconceituosos.

A discriminação por parte do funcionário também é uma forma de discriminação, segundo Becker (1957). No exemplo de homens e mulheres, se os homens têm preconceitos contra trabalhar com mulheres, eles receberão um salário  $W_H$ , mas se sentirão como se recebessem menos. Para o grupo discriminador, trabalhar com o discriminado, aquele exige uma compensação financeira. No longo prazo, haverá segregação, mas não serão pagas compensações, pois quando o empregador tiver que pagar salários maiores para discriminadores, ele irá ao grupo discriminado e pagará a mesma quantia que pagaria sem discriminação, pois os grupos são substitutos perfeitos.

### 2.1.2. *Discriminação Estatística*<sup>5</sup>

Originalmente proposto por Phelps (1972) e Arrow (1973), o modelo de discriminação estatística é originado na imperfeição de mercado conhecida como assimetria de informação. Como é altamente custoso e às vezes impossível obter informações no mercado, esta imperfeição acontece. Um empregador, ao avaliar os candidatos a emprego, olha suas principais características, como educação, experiência, sexo, raça, entre outras, porém, não tem como saber as produtividades dos candidatos, principal interesse do empregador. Ao escolher quem vai assumir a vaga de emprego e se deparar com pessoas com características parecidas, o empregador escolhe com base nas características médias dos grupos aos quais os candidatos pertencem. A discriminação estatística não é oriunda do preconceito, ela nasce da assimetria de informação, porque dados sobre as características individuais não produzem boas previsões sobre a produtividade. Em média, tal julgamento pode ser verdadeiro, mas não é correto individualmente, pois leva em consideração características médias dos grupos nos quais os candidatos estão inseridos, mas não características individuais. Segundo Phelps

---

<sup>5</sup> Críticas aos modelos, ver: Akerlof (1976), Arrow (1998) e Lang (1986)

(1972), a discriminação estatística está no fato de que empregadores creem que um grupo leva vantagem produtiva em relação ao outro, aquele preferível a este. O autor afirma que com teste de escore é possível identificar a capacidade dos candidatos, bem como avaliar a média dos resultados por sexo e etnia, além de suas variâncias. Tais resultados são importantes para que o empregador tome a decisão de quem contratar. Supondo que negros e brancos tenham resultados médios parecidos, mas que a variância do resultado dos negros seja maior, o empregador deve contratar brancos quando possuir aversão ao risco.

Aigner e Cain (1977) também propõem um teste de escore para que seja estimada a produtividade do trabalhador. Após este teste, é estimado um coeficiente de correlação entre a habilidade do candidato e o resultado do teste. Com este coeficiente, que varia de zero a um, os autores sugerem que seja determinado o salário do indivíduo. Se o coeficiente for zero, o salário do indivíduo será determinado com base no resultado médio do teste de escore do grupo do qual ele faz parte. No extremo oposto, se o coeficiente for igual a um o trabalhador receberá seu salário única e exclusivamente com base em seu resultado individual no teste de escore.

Spence (1973) afirma que alguns fatores, como a educação, são determinantes para a produtividade. Segundo o autor, sinalizar ao mercado com investimentos em educação pode ser determinante para conquistar um emprego, pois o empregador, com posse dessa informação, suporá que educação melhor gera maior produtividade, dado que é muito custosa a informação de produtividade ao empregador. Além disso, após a contratação o empregador pode avaliar a produtividade do trabalhador com base em seus resultados.

Novos modelos de discriminação estatística foram desenvolvidos, entre eles pode-se citar Coate e Loury (1993), Gneezy et al. (2012), Lang et al. (2005), Mailath et al. (2000), Moro e Norman (2004) e Rosén (1997). Além disso, Peski e Szentes (2013) propõem um novo modelo teórico de discriminação, chamado de “discriminação espontânea”. A ideia dos autores é que os agentes econômicos possuem uma cor física e outra cor decorrente de suas interações sociais. Esta cor decorrente das interações sociais serve como um sinal, e antes que um agente tome uma decisão, ele observa a cor física e a cor social. Quando uma pessoa decide se relacionar com outra pessoa, segundo os autores, a primeira analisa algumas características da segunda, especificamente com qual raça a segunda escolhe se relacionar direta e indiretamente. Essa análise condiciona o agente a tomar decisões acerca de com quem deve se relacionar. Os autores concluem

que, mesmo que o agente não seja tolerante a discriminação, ele pode se relacionar apenas com pessoas da mesma raça ou não se relacionar com pessoas que se relacionam apenas com raças diferentes.

## **2.2. Literatura Empírica Internacional**

Para responder se há discriminação salarial na África do Sul, Grün, (2004) se utiliza da metodologia proposta por Oaxaca e Blinder e de dados da October Household Survey entre 1995/9. O artigo é importante porque ajuda a entender se realmente houve o fim da discriminação no país. Os resultados mostram que entre homens e mulheres africanos, elas têm menores salários perdem em 16,3%, 22,9% e 20,51% nos anos de 1995, 1997 e 1999, respectivamente. Entre os homens e mulheres brancos, a perda foi de 25,49%, 20,18% e 19,78%, para os mesmos anos. Cabe salientar que, apesar da evidência de discriminação entre as pessoas brancas, caem ao longo dos anos, principalmente no primeiro biênio compreendido.

Paarsch e Shearer (2007) procuraram diferenças entre mulheres e homens nas respostas aos incentivos para uma empresa de plantação de árvores no Canadá. Os autores utilizaram de modelos microeconômicos para a produtividade e para as respostas para os incentivos. As diferenças a partir de tal decomposição foram atribuídas a capacidades específicas, nesse caso, a força, sem que houvesse, através de incentivos dados aos trabalhadores, algo atribuído à discriminação propriamente dita, dado que a força é um fator intrínseco de cada pessoa, não sendo algo que possa ser uma forma de discriminação.

Mora (2008) verifica se há diferenças salariais entre a terceira geração de México-Americanos e trabalhadores não hispânicos na região americana de fronteira com o México. Para tanto, utiliza decomposição não-paramétrica para as médias dos dois grupos analisados e dados da *Current Population Survey* contando com dados do período compreendido entre 1994-2002. O autor mostrou que é possível corrigir o viés de seleção amostral com base no modelo em estruturas de árvore. As diferenças salariais ficam entre 6% e 12% a favor dos não hispânicos. Um resultado importante mostra que os hispânicos não conseguem eliminar a diferença para brancos no que se refere a capital humano. Os negros já eliminaram esta diferença.

Laurent e Mihoubi (2012) estudaram as diferenças salariais na França e testaram a hipótese de discriminação salarial entre heterossexuais e homossexuais. Utilizando a decomposição de Oaxaca-Blinder e dados da *French Employment Survey*, os pesquisadores dividiram os trabalhadores entre serviço público e privado. Os resultados

obtidos apontam que as lésbicas possuem, na média, a propensão salarial é igual a das heterossexuais em ambos os setores. Já para os gays o resultado é negativo tanto no setor privado como no público, com 6,5% e 5,5% a menos, respectivamente.

Vandenberghe (2011) testou a hipótese de existência de discriminação por gênero nas empresas privadas da Bélgica. Utilizando-se do Método dos Momentos Generalizados com Variáveis Instrumentais e uma variável independente para mensurar a produtividade. Os dados são de aproximadamente 9000 empresas não agrícolas belgas entre os anos de 1998 e 2006. Os resultados de MQO indicam uma diferença de 5% entre a produtividade masculina e feminina, contra 15% de diferença salarial. Ao ser utilizado o GMM com VI, controlam-se alguns fatores que podem causar endogeneidade e se verificam diferenças salariais a favor dos homens, mas estas estão diretamente ligadas às suas produtividades individuais e em grupos, não sendo possível afirmar que existe discriminação salarial nas empresas do mercado da Bélgica.

### **2.3. Literatura Empírica Nacional**

Campante, Crespo e Leite (2004) testam a hipótese de discriminação nas regiões brasileiras através da decomposição de Oaxaca-Blinder e utilizam controles para as diferenças em capital humano (evidentes entre as raças nas mais diversas regiões brasileiras) utilizando dados da PNAD de 1996. Os resultados mostram que não há evidências de discriminação no setor público, porém os negros estão em baixo número no mercado de trabalho público. Não porque haja discriminação salarial no mercado público, dado que a lei brasileira trata todos os cidadãos de maneira igual. A maior diferença se apresenta na região sudeste onde, em média, a diferença salarial é de 41% e o menor índice se apresenta no nordeste, 18%. Para o Brasil como um todo, essa diferença fica em cerca de 25%. A principal contribuição é mostrar que a persistência de diferenças em nível de escolaridade é o que mais explica as diferenças salariais.

Giuberti e Menezes-Filho (2005) testam a hipótese de existência ou não de discriminação salarial no Brasil e nos Estados Unidos através da decomposição de Oaxaca. Os dados utilizados são da PNAD e da *Current Population Survey*, para os anos de 1981, 1988 e 1996. Os resultados indicam que, em 1981, no Brasil, as mulheres recebiam 39,6% a menos que os homens e que essa diferença caiu consideravelmente para, em 1996, chegar a 17%. Nos EUA, em 1981, as mulheres recebiam 38,6% a menos e em 1988 31,4%, fechando, em 1996, 23% de diferença. No Brasil, se os salários tivessem por base as características individuais, as mulheres receberiam 18% a mais no

primeiro ano da amostra e 22% no último, passando por 21% na amostra do meio. Já para a América as diferenças se atribuem tanto para discriminação quanto para as diferenças, mas com a discriminação sendo o principal fator. Em 1981, dos 38,6%, cerca de 2,5% era explicado pelas características e 36% por causa da discriminação. Em 1996, sem a discriminação, as mulheres receberiam 0,4% a mais de salários. Os autores concluem que um dos principais agravantes para as diferenças salariais é a idade, o que reforça a teoria de que, como a mulher pára de trabalhar, a idade da mulher não reflete experiência. A educação contrapõe e ameniza as diferenças salariais.

De Carvalho, Neri e Silva (2006) testam a hipótese de discriminação salarial por raça ou gênero no Brasil, através da decomposição de Oaxaca-Blinder e do procedimento de correção de viés de Heckman (1979), e utilizam dados da PNAD 2003. Os resultados indicam que a porcentagem da diferença salarial atribuída à discriminação é de 47,6%, 83,8% e 207,1% para homens negros, mulheres negras e mulheres brancas, respectivamente em relação a homens brancos. Ao ser introduzido o procedimento de correção de viés, a diferença corrigida passa a ser 28,1%, 97,2% e 174,9%, na mesma ordem anteriormente descrita. Cabe salientar que os resultados mostraram ser importante corrigir o viés de seleção pelo método de Heckman (1979).

Bartalotti e Leme (2007) verificaram se existe discriminação salarial de gênero e/ou raça no Brasil. A técnica utilizada é a de regressões por quartil do modelo de decomposição de Oaxaca-Blinder com uma amostra da PNAD 2004. Dentre os resultados, cabe destacar que homens têm maiores probabilidades médias de receber melhor, sendo que para ambos os gêneros os brancos levam vantagem em relação aos negros. Os autores ainda citam o fato de que existe discriminação por raça quanto maior o aumento da renda, sendo de difícil acesso para negros os quantis de maiores rendas, e os homens negros possuem média de renda maior até o segundo quartil. É interessante observar que as diferenças salariais atribuídas em nível de educação são favoráveis apenas às mulheres brancas (em comparação a homens brancos), dado que mulheres e homens negros possuem menos acesso à educação do que homens brancos. Os homens negros poderiam ganhar até 25% a mais, retirado o fator educação (ou seja, se todos tivessem acesso universal e médias iguais de níveis de estudo), as mulheres negras pouco mais de 10%, já as mulheres brancas, por possuírem maiores anos de estudo, perderiam até 20% dos salários. Uma contribuição está ao testar a hipótese de discriminação salarial separando mercados formal e informal que mostra que acentua a discriminação a existência de mercado informal.

Figueiredo et al. (2008) testam a hipótese de discriminação de trabalhadores, em forma de salários, no meio rural brasileiro. Para tanto, utilizam a decomposição proposta por Oaxaca-Blinder e a PNAD de 2006. As evidências indicam que a discriminação contra os trabalhadores do meio rural (em relação aos trabalhadores de fora do meio rural) é de 61%. A diferença em nível de escolaridade representa 82% da diferença salarial. A média de estudos dos trabalhadores originados da agricultura em trabalhos não agrícolas é cinco anos a mais do que os trabalhadores que se mantiveram na agricultura.

Cacciamali, Tatei e Rosalino (2010) estimaram a evolução da discriminação salarial racial e/ou por gênero entre os anos de 2002 e 2006 para o Brasil através da decomposição de Oaxaca-Blinder e da PNAD. Houve redução na diferença salarial atribuída à discriminação no período, menos para o grupo de mulheres brancas, quando comparadas a homens brancos. Tirando o fator discriminação, os salários permanecem muito próximos, revelando boa homogeneidade nas características que afetam os salários, como capital humano, experiência, etc. Sem discriminação, mulheres brancas com carteira assinada receberiam de salário/hora médios 4,12 em 2002 e 5,60 em 2006, mas, devido à discriminação, recebiam 3,08 e 4,22 nos respectivos anos. Os homens negros com carteira assinada possuíam salários de 2,45 em 2002 e 3,58 em 2006, mas, se não houvesse discriminação, receberiam 2,78 e 4,01 pros mesmos anos. As mulheres negras nas mesmas condições recebiam 2,05 e 3,05 (2002 e 2006) e deveriam receber 3,00 e 4,27, nos mesmos anos. Todos os salários em reais e comparados aos salários de homens brancos que recebiam, em média, por hora, 3,77 em 2002 e em 2006, 5,17. No mercado de trabalho formal, homens brancos ganham mais do que os outros grupos, em maior proporção do que no mercado informal.

Loureiro et al. (2011) verificaram se existe discriminação por gênero nos advogados brasileiros e, em caso de existência, os determinantes para a discriminação salarial e as diferenças. Para tanto, usam um pseudopainel com dados entre 1992 e 1999 e da decomposição de Oaxaca-Ransom (1999); os dados são da PNAD. Apesar da redução ao longo do tempo das diferenças atribuídas à discriminação por gênero, os autores concluem que de fato existem diferenças salariais na forma de discriminação dentro do mercado de trabalho dos advogados do Brasil. Os modelos utilizados apontaram para aproximadamente 60% da diferença como discriminação salarial e os outros 40% atribuídos à produtividade (atributos) dos advogados. Esses valores são as partes que correspondem aos cerca de 20% a mais que os advogados ganham em relação às

advogadas. Uma contribuição importante está no fato de que as variáveis experiência e idade (que possuem correlação positiva, naturalmente) aumentam as diferenças salariais.

Assis e Alves (2012) tentaram determinar se o mercado é segregado ou se ele discrimina para migrantes do sexo feminino no sudeste. Para tanto, utilizam a decomposição de Oaxaca-Blinder, a eliminação de viés de seleção de Heckman (1979) e o índice de dissimilaridade proposto por Duncan & Duncan (1955). A base de dados é da PNAD para o ano de 2009. Os resultados apontam para menor segregação entre os migrantes do que entre os sexos. Entre homens e mulheres migrantes, elas são desfavorecidas desfavorecem em cerca de 72% na média salarial, o que é atribuído à discriminação. Os homens não-migrantes se beneficiam, em média, de 64,63% da discriminação, e os trabalhadores que migraram e depois voltaram se beneficiam, através da discriminação, de 70,3%. Uma conclusão importante está no fato de os autores mostrarem indícios de que há discriminação salarial, não sendo a segregação o maior problema para migrantes do sexo feminino.

Ferreira Neto et al. (2012) procuram analisar as diferenças salariais para o setor cultural e dos artistas do Brasil. Utilizando o modelo de decomposição de Oaxaca-Blinder e as PNAD's de 2002 a 2007, em que o modelo vai evidenciar diferenças observáveis e não observáveis dos dois setores para os demais. Os autores concluem que esses dois grupos são favorecidos com em torno de 30% a mais de salários que os outros trabalhadores, também a variável idade aumenta os salários no setor cultural e diminui no setor artístico, ambos em média.

Souza e Câmara (2013) testaram a hipótese de discriminação salarial no mercado financeiro brasileiro. Utilizando a PNAD 1999 e o modelo de Oaxaca-Blinder (1973), os autores encontraram discriminação de 20,7% entre raças e 19,9% entre gêneros. Os autores utilizaram o procedimento de correção de viés amostral proposto por Heckman (1979), mas os resultados não foram significativos. A diferença total entre gêneros foi de 35,4% e a de raças foi de 30,6%. Os autores sugerem que a diferença seja em maior parte dada pela discriminação, pelo fato de o mercado financeiro ser bastante homogêneo no que tange a atributos produtivos.

Uhr *et al* (2014) testam a hipótese de discriminação salarial no mercado de trabalho de administradores. Os dados utilizados pelos autores são da PNAD entre os anos de 2002 e 2012. Os métodos utilizados são os de Oaxaca-Blinder, Oaxaca-Ransom e Heckman. Os resultados apontam que existe discriminação tanto de gênero quanto de

raça. A discriminação de gênero está entre 19,15% e 25,2% (dependendo da metodologia utilizada), e a de raça varia entre 19,5% e 19,69%.

### 3. DADOS

Este trabalho utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2003 a 2013<sup>6</sup>. Os microdados da PNAD são uma importante fonte de informação sobre as condições de vida da população brasileira. A PNAD é uma amostra de domicílios complexa que abrange todo o país, com exceção à área rural da antiga região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima), incluída na pesquisa somente a partir de 2004.

A amostra é composta por homens e mulheres entre 22 e 65 anos, dentro do mercado de advogados no Brasil. A amostra considera desde autônomos e donos de empresas de advocacia, até funcionários destas empresas. Todos declarados advogados.

**Tabela 1. Estatísticas Descritivas**

Variável	Descrição	Média	D.P.
<b>WAGE</b>	Rendimento por hora na atividade principal	27,07	146,56
<b>EXP</b>	Experiência em anos de trabalho	20,54	12,81
<b>EXP2</b>	Experiência ao quadrado	586,29	643,94
<b>EXPERESP</b>	Meses de experiência na atividade de referência	112,74	108,15
<b>IDADE</b>	Idade da pessoa	38,84	11,08
<b>IDADE2</b>	Idade ao quadrado	1631,91	938,03
<b>BRANCO</b>	1 = Pessoas que se declaram brancas ou amarelas 0 = Caso contrário	0,78 0,22	0,41 -
<b>HOMEM</b>	1 = Homem 0 = Mulher	0,54 0,46	0,49 -
<b>SUL</b>	Moradores da região Sul	0,14	0,35
<b>SUDESTE</b>	Moradores da região Sudeste	0,56	0,49
<b>NORTE</b>	Moradores da região Norte	0,03	0,18
<b>CENTRO-OESTE</b>	Moradores da região Centro-Oeste	0,11	0,31
<b>NORDESTE</b>	Moradores da região Nordeste	0,14	0,35
<b>FILHOS6</b>	1 = Possui filhos com até 6 anos 0 = Caso contrário	0,06 0,94	0,24
<b>CASADO</b>	1 = Possui cônjuge 0 = Caso contrário	0,3 0,7	0,46
<b>RENDAEXTRA</b>	1 = Possui renda extra não proveniente de trabalho 0 = Caso contrário	0,05 0,95	0,22
<b>SINDICALIZADO</b>	1 = Trabalhador sindicalizado	0,21	0,41

<sup>6</sup> Exceto para o ano de 2010, devido à realização do Censo.

	0 = Caso contrário	0,79	
<b>AUTÔNOMO</b>	1 = Dono de empresa e/ou autônomo	0,13	0,33
	0 = Caso contrário	0,87	
<b>METROPOLITANO</b>	1 = Morador de zona metropolitana	0,55	0,5
	0 = Caso contrário	0,45	
<b>URBANO</b>	1 = Morador de zona urbana	0,99	0,08
	0 = Caso contrário	0,01	

Fonte: PNAD's entre 2003 e 2013.

Fonte: PNAD's entre 2003 e 2013.

A variável wage é o salário por hora dos advogados, deflacionados para 2002<sup>7</sup>. A variável exp é definida pela diferença entre a variável idade e a variável idade que começou a trabalhar, com média de 20 anos e meio. A variável experesp é uma medida que soma anos no trabalho (multiplicados por 12) e meses no trabalho, para que os resultados saiam em meses e tem por média 112,74 meses (9,4 anos).

As variáveis homem e branco são dicotômicas. Para homem a variável está conforme descrita na tabela 1. A variável branco tem número um para autodeclarados brancos e amarelos. As pessoas que se declaram pardas, indígenas ou pretas foram alocadas no grupo não brancos (correspondem ao número zero na variável branco). Os brancos e amarelos são maioria absoluta (78% da amostra). Os homens representam 54% da amostra.

A tabela 2 possui as médias dos salários reais dos advogados por gênero, raça e a média geral, além do total de observações. Esta tabela é importante para perceber a diferença bruta de médias entre brancos e não brancos e entre homens e mulheres.

**Tabela 2. Salários reais por hora dos advogados brasileiros**

<b>Ano</b>	<b>Homens</b>	<b>Mulheres</b>	<b>Branco</b>	<b>Não brancos</b>	<b>Obs</b>	<b>Média</b>
<b>2003</b>	20,42	12,57	17,92	14,69	649	17,29
<b>2004</b>	15,69	12,53	17,40	13,44	634	14,23
<b>2005</b>	15,35	12,15	14,19	13,27	688	14,02
<b>2006</b>	15,61	14,25	15,45	12,82	776	15,03
<b>2007</b>	15,76	14,04	15,53	12,42	747	15,02
<b>2008</b>	16,68	11,59	14,43	14,52	766	14,45
<b>2009</b>	17,97	12,91	15,68	16,52	843	15,84
<b>2011</b>	22,22	15,09	18,52	22,29	802	19,32
<b>2012</b>	19,60	20,99	21,03	17,02	924	20,20
<b>2013</b>	35,54	17,13	28,65	21,56	900	27,07
<b>2003-2013</b>	20,07	14,77	18,05	16,71	7729	17,80

Fonte: PNAD's entre 2003 e 2012.

<sup>7</sup> O índice utilizado para deflacionar os salários foi o IPCA, índice adotado pelo governo como a inflação oficial brasileira.

De acordo com a tabela 2 é possível perceber que apenas em 2012 as mulheres ganham maiores salários médios do que os homens, e não brancos ganham mais do que brancos apenas em 2011. Com uma amostra total de 7729 pessoas, os homens ganham R\$ 20,07 por hora e as mulheres R\$ 14,77. Esta diferença entre raças é menor, enquanto, em média, os brancos ganham R\$ 18,05 por hora, a média dos não brancos é de R\$ 16,71. Mesmo a diferença sendo menor que a de gênero, as estatísticas descritivas ainda mostram diferenças salariais entre raças. Na seção de resultados, essas diferenças serão divididas entre explicadas e não explicadas.

#### 4. MÉTODOS<sup>8</sup>

Considere a seguinte relação linear para os salários:

$$Y_l = X_l' \beta_l + \varepsilon_l, \quad E(\varepsilon_l) = 0, \quad l \in \{A \text{ e } B\} \quad (1)$$

em que o vetor  $Y$  apresenta os salários dos indivíduos em logaritmo natural, e o  $X$  é um vetor contendo as variáveis explicativas que caracterizam a produtividade do indivíduo e uma constante. O vetor  $\beta$  contém os parâmetros de inclinação e o intercepto, e  $\varepsilon$  é o erro. Os grupos  $A$  e  $B$  podem ser considerados grupos referentes aos os gêneros, ou as raças. Considerando o procedimento de decomposição contrafactual (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973), a magnitude da diferença média do nível salarial é dada por:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (2)$$

Dado um vetor  $\beta^*$  de coeficientes não discriminatórios, somando e subtraindo tanto  $E(X_A)' \beta^*$  quanto  $E(X_B)' \beta^*$ , rearranjamos a equação (3) da seguinte forma:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta^* - \beta_B)] \quad (3)$$

Ou seja, temos a decomposição conhecida como *two-fold* ( $R = Q + U$ ), em que o primeiro componente é a parte do diferencial salarial que é explicado pelo grupo de diferenças nas variáveis explicativas (*quantity effect*). Já o segundo componente é a parte não explicada (*unexplained*), ou seja, aquela atribuída a discriminação. Entretanto, cabe reconhecer que esta captura todos os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas. Podemos decompor o componente não observado da seguinte forma:  $\beta_A = \beta^* + \delta_A$  e  $\beta_B = \beta^* + \delta_B$ , em que  $\delta_A$  e  $\delta_B$  são vetores de parâmetros de discriminação específicos do grupo (discriminação positiva ou negativa, dependendo do sinal). Reescrevemos  $U$  como:

---

<sup>8</sup> Para maiores detalhes ver Jann (2008) e Uhr et. al (2014)

$$U = [E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B] \quad (4)$$

A primeira parte mede a discriminação em favor do grupo A, e a segunda parte quantifica a discriminação contra o grupo B<sup>9</sup>.

A metodologia de Oaxaca e Ransom (1994) expressa a equação (3) da seguinte forma:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' [W\beta_A + (I - W)\beta_B] + [(I - W)'E(X_A) + W'E(X_B)](\beta_A - \beta_B) \quad (5)$$

em que W é uma matriz de pesos relativos dados pelos coeficientes do grupo A, e I é a matriz de identidade. Além disso, Oaxaca e Ransom (1994) mostram que

$$\widehat{W} = \Omega = (X_A'X_A + X_B'X_B)^{-1}X_A'X_A \quad (6),$$

com X como uma matriz de dados observáveis, equivale a usar os coeficientes do modelo empilhado sobre ambos grupos como coeficientes de referência.

Firpo, Fortin e Lemieux (2009) propõem um método conhecido como regressão RIF (*recentered influence function regression - RIF-regression*), e é similar a uma regressão padrão, exceto que a variável dependente Y é substituída por uma função de influência (*influence function - IF*) de interesse. A abordagem assume que a expectativa condicional da RIF(Y;v) pode ser modelada como uma função linear das variáveis explicativas,

$$E[RIF(Y;v)|X] = X\gamma + \varepsilon \quad (7)$$

em que os parâmetros  $\gamma$  podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO). No caso dos quantis temos que  $RIF(Y;Q_\tau)$  é igual a  $Q_\tau + IF(Y, Q_\tau)$ , e pode ser escrita como:

$$RIF(y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau + 1\{y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (8)$$

em que  $1\{\cdot\}$  é uma função indicadora,  $f_Y(\cdot)$  é a densidade da distribuição marginal de Y, e  $Q_\tau$  é a população  $\tau$ -quantilica da distribuição incondicional de Y. Em termos computacionais, primeiro estima-se a amostra quantílica  $\widehat{Q}_\tau$ , e estima-se a densidade no ponto através de métodos de kernel. Sejam os coeficientes da regressão quantílica incondicional de cada grupo:

$$\hat{\gamma}_{g,\tau} = (\sum_{i \in G} X_i X_i')^{-1} \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) X_i \quad (9)$$

em que  $g = A, B$ . Pode-se escrever de forma equivalente à decomposição de Oaxaca-Blinder para qualquer quantil incondicional como:

---

<sup>9</sup> A interpretação depende da hipótese de que não há variáveis não observadas.

$$\hat{R}^\tau = E(X_A)(\hat{\gamma}_{A,\tau} - \hat{\gamma}_{B,\tau}) + (E(X_A) - E(X_B))\hat{\gamma}_{B,\tau} \quad (10)$$

Novamente,  $\hat{R}^\tau$  possui a diferença total dos grupos no quantil estimado, com a primeira parte da equação compõe a parte atribuída à discriminação e a segunda à diferença por atributos.

## 5. RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados para os métodos propostos. Primeiro as estimativas de rendimento, depois as estimativas de rendimento divididas em partes explicadas e não explicadas e por quintis de renda, destas começa-se analisando a existência de discriminação entre raça, posteriormente entre gêneros. Cada uma destas será analisada em uma subseção própria.

### 5.1. Brancos e Não Brancos

Esta seção apresenta três tabelas de resultados. A primeira é referente à regressão salarial Minceriana. Em seguida, os métodos de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom. Por fim, esta seção tem as regressões quantílicas de Firpo, Fortin e Lemieux.

A tabela 4 apresenta as equações mincerianas para os brancos, os não brancos e os dados empilhados. Primeira, segunda e terceira colunas, respectivamente. A variável dependente é o logaritmo natural dos rendimentos por hora e as variáveis independentes são àquelas que têm efeitos sobre os rendimentos por hora.

**Tabela 4 – Equações Mincerianas para Raças**

	(1) LNWAGE BRANCO	(2) LNWAGE NÃO-BRANCO	(3) LNWAGE <i>Pooled</i>
EXP	0.036* (0.00)	0.035* (0.00)	0.036* (0.00)
EXP2	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)
EXPESP	0.002* (0.00)	0.002* (0.00)	0.002* (0.00)
FILHOS6	0.051* (0.00)	-0.031* (0.00)	0.035* (0.00)
CASADO	0.085* (0.00)	0.085* (0.00)	0.089* (0.00)
RENDAEXTRA	0.222* (0.00)	0.111* (0.00)	0.207* (0.00)
SINDICALIZADO	0.127* (0.00)	0.202* (0.00)	0.144* (0.00)
AUTÔNOMO	0.326* (0.00)	0.371* (0.00)	0.333* (0.00)

URBANO	0.141*	0.249*	0.156*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
METROPOLITANO	0.288*	0.112*	0.256*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
SUL	-0.319*	-0.634*	-0.374*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
SUDESTE	-0.310*	-0.464*	-0.356*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
NORTE	0.030*	-0.182*	-0.038*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
NORDESTE	-0.156*	-0.241*	-0.175*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
APOS	0.128*	0.401*	0.163*
	(0.00)	(0.01)	(0.00)
BRANCO	-	-	0.110*
			(0.00)
CONST	1.718*	1.722*	1.648*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
R2 Ajustado	0.2035	0.1932	0.1980
Observações	5705	1595	7300
População	2997353	682836	3680189
F	48101.01	10426.47	53808.33
Prob>F	0.00	0.00	0.00

\*\*\* p<0.10, \*\* p<0.05, \* p<0.01. Robusto a heterocedasticidade.

As estimações mincerianas para raça mostram que cada ano a mais de experiência aumenta meio por cento a mais de salários dos brancos. A diferença de experiência específica é de 0,04% a mais para os não brancos por ano a mais. Cabe destacar que ser branco aumenta em 7,74% o salário, em média, em relação aos não brancos.

Nota-se que os coeficientes são significantes a 1% nas variáveis e na regressão (teste F). A população de brancos, representada por uma amostra de 5.705 pessoas, é de 2.997.353. Os não brancos, que têm uma amostra de 1.595 pessoas, têm uma população de 682.836 pessoas. O total de pessoas é de 3.680.189 pessoas, representadas por 7300 pessoas.

Os resultados das estimações através do método de Oaxaca-Blinder (1973), Oaxaca-Ransom (1994) estão dispostos na tabela 5. A diferença percentual está nas colunas do exponencial do coeficiente. A primeira predição é referente aos salários dos brancos e a segunda, dos não brancos. A diferença total é dividida em duas partes: explicadas e não explicadas, esta última atribuída a discriminação<sup>10</sup>.

**Tabela 5 – Diferenças de Raças**

<sup>10</sup> Como a amostra é pequena, os resultados para quintis foram não significantes, por isto não há uma tabela com tais resultados.

	<b>Oaxaca-Blinder</b>		<b>Oaxaca-Ransom</b>	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
<b>Differential</b>				
Prediction_1	2.427*	11.321*	2.427*	11.321*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Prediction_2	2.366*	10.653*	2.366*	10.653*
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Difference	0.061**	1,063**	0.061**	1,063**
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
<b>Decomposition</b>				
Explained	-0.049*	0,952*	-0.040*	0,961*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Unexplained	0.110*	1,116*	0.101*	1,106*
	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Observações	8383		8383	
População	4.232.181		4232181	

\*\*\* p<0.10, \*\* p<0.05, \* p<0.01

Na tabela 5 tem-se a média da diferença total entre salários de indivíduos brancos e não brancos. Essa diferença é de aproximadamente 6,1% em favor das pessoas que se declaram brancas e amarelas, a um nível de confiança de 1%.

No modelo de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) a diferença por atributos produtivos é de 4,8% em favor dos não brancos. No modelo de Oaxaca-Ransom (1994), estas são de 3,9% em favor dos não brancos. Ao comparar tais resultados ao trabalho de Souza e Câmara (2013), que encontraram uma diferença entre os atributos de 10% para os indivíduos do setor financeiro, constata-se que há uma mudança de valor e de sinal na diferença. Além disto, a diferença não explicada encontrada por Souza e Câmara (2013) foi de 20,7%, aproximadamente o dobro da diferença encontrada neste estudo (entre 10,6% e 11,6%). Cabe salientar que as diferenças, bem como as predições, são significativas a 1% e 5%.

A discriminação está na linha 5 da tabela. Também significativas, as diferenças por discriminação correspondem à maior parte da diferença total. O segundo quintil tem uma diferença de 13,74% atribuída à discriminação, a menor discriminação está no quintil de renda mais elevada, o quinto, e é de 3,86%. É interessante analisar que os resultados não corroboram o resultado de Bartalotti e Leme (2007), que testa discriminação para o Brasil, onde a discriminação evolui conforme evoluem os salários.

## 5.2. Homens e Mulheres

Esta subseção também possui três tabelas. A tabela 6 é referente à equação salarial (equação minceriana) para os gêneros, onde cada coluna representa um gênero diferente e a última, os dados empilhados. A tabela 7 possui a diferença salarial nas médias. A tabela 8 apresenta as diferenças salariais nos quintis<sup>11</sup>.

**Tabela 6 – Equações Mincerianas para Gêneros**

	(1) LNWAGE HOMEM	(2) LNWAGE MULHER	(3) LNWAGE <i>Pooled</i>
EXP	0.038* (0.00)	0.030* (0.00)	0.034* (0.00)
EXP2	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)
EXPESP	0.001* (0.00)	0.002* (0.00)	0.002* (0.00)
FILHOS6	-	0.098* (0.00)	0.106* (0.00)
CASADO	0.129* (0.00)	0.151* (0.00)	0.131* (0.00)
RENDAEXTRA	0.264* (0.00)	0.120* (0.00)	0.210* (0.00)
SINDICALIZADO	0.113* (0.00)	0.189* (0.00)	0.146* (0.00)
AUTÔNOMO	0.390* (0.00)	0.148* (0.00)	0.314* (0.00)
URBANO	0.109* (0.01)	0.222* (0.01)	0.148* (0.01)
METROPOLITANO	0.244* (0.00)	0.288* (0.00)	0.264* (0.00)
SUL	-0.304* (0.00)	-0.404* (0.00)	-0.348* (0.00)
SUDESTE	-0.311* (0.00)	-0.367* (0.00)	-0.336* (0.00)
NORTE	-0.066* (0.00)	-0.041* (0.00)	-0.058* (0.00)
NORDESTE	-0.215* (0.00)	-0.149* (0.00)	-0.191* (0.00)
APOSENTADO	0.186* (0.00)	0.231* (0.01)	0.189* (0.00)
MULHER	-	-	-0.151* (0.00)
CONST	1.786*	1.634*	1.805*

<sup>11</sup> Aqui, devido ao tamanho da tabela, excluímos os resultados de coeficientes. Os resultados estão apenas em exponencial, que são interpretados em porcentagem.

	(0.01)	(0.01)	(0.01)
R2 Ajustado	0.1999	0.1972	0.2023
População	2080963	1599226	3680189
Observações	4123	3177	7300
F	34336.40	26401.64	55841.53
Prob>F	0.00	0.00	0.00

\*\*\* p<0.10, \*\* p<0.05, \* p<0.01. Erros robustos a heterocedasticidade.

A equação de rendimentos, disposta na tabela 6, mostra que a experiência beneficia mais os homens, enquanto as advogadas são beneficiadas por ano a mais de experiência específica. Cabe salientar que ser mulher reduz em 15,1% os salários, em média (comparado com os homens).

Todas as variáveis são significativas a 1% de significância, bem como o teste F. A população total de homens é de aproximadamente 480.000 a mais que a de mulheres (com uma amostra de 4.123 e de 3.177, respectivamente). A amostra total é de 7.300 pessoas que representam uma população de 3.680.189 advogados no Brasil.

Os resultados das estimações através do método de Oaxaca-Blinder (1973) e Oaxaca-Ransom (1994) estão dispostos na tabela 7. Já os resultados considerando a análise por quintis, Firpo, Fortin e Lemieux (2009), estão na tabela 8.

**Tabela 7 – Diferenças de Gênero**

	<b>Oaxaca-Blinder</b>		<b>Oaxaca-Ransom</b>	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
<b>Differential</b>				
Prediction_1	2.494*	12,112*	2.494*	12,112*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Prediction_2	2.313*	10,102*	2.313*	10,102*
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Difference	0.181*	1,2*	0.181*	1,2*
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
<b>Decomposition</b>				
Explained	0.031**	1,031**	0.058*	1,06*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Unexplained	0.151*	1,163*	0.123*	1,131*
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Observações	8383		8383	
População	4.232.181		4232181	

\*\*\* p<0.10, \*\* p<0.05, \* p<0.01

A tabela 8 mostra as diferenças totais entre gêneros, aproximadamente 23%, nos modelos de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) e Oaxaca e Ransom (1994), significativas a 1%.

A tabela 8 mostra as diferenças totais entre gêneros, aproximadamente 20%, nos modelos de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) e Oaxaca e Ransom (1994), significativas a 1%.

As diferenças por atributos são de 3,1% no modelo de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) e 6% no modelo de Oaxaca e Ransom (1994), o que indica que as mulheres no mercado de trabalho possuem atributos produtivos inferiores aos homens que lá estão. Os resultados estão, porém, corroborando os resultados de Loureiro et al. (2011), em que as mulheres também possuíam atributos produtivos inferiores aos dos homens.

As diferenças não explicadas são de 16,3% e 13,1%, nos modelos. O resultado em Oaxaca-Ransom (1994) ratifica o resultado encontrado por Loureiro et al., (2011), 60% da diferença total é não explicada. Neste trabalho, essa diferença é de 68%.

Analisando os resultados através do método de Firpo, Fortin e Lemieux, é possível perceber que se considerada a amostra por quintis de renda, para todos os níveis de renda existe discriminação por gênero. A diferença produtiva é insignificante no segundo quintil e favorável às mulheres no primeiro. Tem um pico de 8,6% no terceiro e decai até 4,7% no último quintil.

**Tabela 8 – Diferenças de Gênero<sup>12</sup>**

Modelo	Firpo, Fortin e Lemieux				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
<b>Diferença</b>					
Predição 1	4,34*	7,03*	12,3*	19,69*	33,11*
Predição 2	3,74*	5,87*	9,87*	16,94*	27,38*
Diferença	1,159*	1,198*	1,239*	1,163*	1,203*
<b>Decomposição</b>					
Explicado	0,974*	0,999	1,086*	1,08*	1,047*
Não Explicado	1,2*	1,197*	1,141*	1,08*	1,149*

Significativo a: \*1%. Erros robustos a heterocedasticidade.

As diferenças não explicadas, todas significativas a 1%, vão reduzindo de 20% até 8% no quarto quintil e depois volta a próximo de 15% no último quintil.

Ao contrário do constatado por Bartalotti e Leme (2007) no que tange ao crescimento da discriminação conforme o aumento dos percentis, aqui o resultado mostra uma queda da discriminação quanto maior a renda, apesar de no último quintil voltar a crescer.

<sup>12</sup> Os coeficientes estão no Anexo A.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo testou a hipótese de discriminação salarial no mercado de advogados, seja por discriminação de raça ou por discriminação de gênero. Para tanto, foram utilizadas a decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), a decomposição de Oaxaca e Ransom (1994) e a técnica de (Firpo et al., 2009) de regressões quantílicas. O uso desta última método se justifica pelo fato de os advogados possuírem salários bastante heterogêneos, sendo a técnica a melhor maneira de avaliar as discriminações e suas possíveis evoluções ou decréscimos.

De forma geral, na análise entre raças, os resultados mostraram que existe discriminação de aproximadamente 11% entre os grupos. Já na análise entre gêneros, em termos gerais, os resultados mostraram que existe discriminação entre 13% e 16% entre os grupos. Considerando os quintis de renda, há diferenças não explicadas entre 8 e 20%, aproximadamente. O uso de regressões quantílicas mostram que, apesar da heterogeneidade dos salários dos advogados, a discriminação nos quintis é muito próxima da discriminação dos dados avaliados em média.

Com relação à literatura empírica, este trabalho apresentou discriminação entre gêneros menor do que o encontrado por Loureiro et al. (2011), os quais analisaram a discriminação com dados da PNAD de 1992 a 1999. Dessa forma, podemos concluir que houve uma redução na discriminação entre os gêneros em um sentido temporal, à medida que são utilizados dados da PNAD de 2002 a 2012. Nada pode-se afirmar sobre a discriminação racial, porque o trabalho de Loureiro não contempla tal hipótese. Ainda justificando o argumento de redução da discriminação no tempo, o trabalho de Giuberti e Menezes-Filho (2005) também verificam a redução da discriminação no tempo, tanto nos Estados Unidos quanto no Brasil. Cabe destacar que estes autores consideram a amostra sem diferenciar a classe dos advogados.

A discriminação é explicada pela teoria econômica. Segundo a teoria de Becker, uma possível justificativa para a discriminação é que tanto as mulheres quanto os não brancos sofrem a discriminação por parte do empregador e, para isto, diminuem seus salários de reserva para entrar no mercado de trabalho. Outra justificativa, também baseada na teoria neoclássica de Becker, é que podem discriminá-los de forma que os homens brancos só aceitem trabalhar se receberem um salário melhor, para compensar o custo de trabalhar com as pessoas que eles discriminam

O estudo específico da discriminação no mercado de trabalho dos advogados é escasso no Brasil. Este trabalho supriu lacunas em aberto na literatura, principalmente quanto à questão da discriminação salarial entre raças e nos quintis de renda dos advogados brasileiros. Isso é importante para um melhor conhecimento do mercado de trabalho dos advogados e também para orientação de eventuais políticas públicas relacionadas à justiça.

Para trabalhos futuros, sugere-se a busca de dados mais apurados que possam mensurar a produtividade dos advogados (por exemplo, número de processos ganhos) ou os preços dos serviços cobrados por advogados. Também se sugere que este trabalho seja feito para os diferentes estados da nação, bem como o distrito federal, indicando os lugares onde há maior discriminação e que necessitam de políticas públicas mais incisivas para evitar este tipo de problema. Pode-se, ainda, fazer um artigo comparando a discriminação de advogados no Brasil com a discriminação de advogados de países emergentes que tenham características semelhantes ao Brasil.

## REFERÊNCIAS A

- Aigner, D. J., & Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 175–187.
- Akerlof, G. (1976). The economics of caste and of the rat race and other woeful tales. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 599–617.
- Arrow, K. (1973). The theory of discrimination. *Discrimination in Labor Markets*, 3(10).
- Arrow, K. J. (1998). What has economics to say about racial discrimination? *Journal of Economic Perspectives*, 12, 91–100.
- Bartalotti, O., & Leme, M. C. da S. (2007). Discriminação Salarial Além Da Média: Uma Abordagem De Decomposição Contrafactual Utilizando Regressões Quantílicas. In *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination* (first).
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436–455.
- Cacciamali, M. C., Tatei, F., & Rosalino, J. W. (2010). Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento E Políticas Públicas*.
- Cain, G. G. (1986). *The economic analysis of labor market discrimination: A survey*. University of Wisconsin--Madison, Institute for Research on Poverty.
- Campante, F. R., Crespo, A. R. V., & Leite, P. G. P. G. (2004). Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Revista Brasileira de Economia*, 58, 185–210. Retrieved from [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402004000200003&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402004000200003&nrm=iso)
- Coate, S., & Loury, G. (1993). Antidiscrimination enforcement and the problem of patronization. *The American Economic Review*, 92–98.
- De Assis, R. S., & da Silva Alves, J. (n.d.). HIATO SALÁRIAL ENTRE HOMENS E MULHERES NO BRASIL SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA: O MERCADO DE TRABALHO É SEGREGADO OU DISCRIMINA?
- De Carvalho, A. P., Néri, M., & do Nascimento Silva, D. B. (2006). Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *Rio de Janeiro, Brazil: Instituto Brasileiro de Geografia E Estatística. Mimeographed Document*.

- Duncan, O. D., & Duncan, B. (1955). A methodological analysis of segregation indexes. *American Sociological Review*, 210–217.
- Ferreira Neto, A. B., Freguglia, R. da S., & Fajardo, B. de A. G. (2012). Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. *Economia Aplicada*, 16(1), 49–76.
- Figueiredo, N. M., Neri, I. L. A., Moreira, I. T., Teixeira, G. da S., Cordeiro, A. D., & PESSOA-PB-BRASIL, J. (2008). Diferencial de Salários no Meio Rural Brasileiro: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. In *46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
- Giuberti, A. C., & Menezes-Filho, N. (2005). Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, 9(3), 369–384.
- Gneezy, U., List, J., & Price, M. K. (2012). *Toward an understanding of why people discriminate: evidence from a series of natural field experiments*. National Bureau of Economic Research.
- Grün, C. (2004). Direct and indirect gender discrimination in the South African labour market. *International Journal of Manpower*, 25(3/4), 321–342.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153–161.
- Lang, K. (1986). A language theory of discrimination. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(2), 363–382.
- Lang, K., Manove, M., & Dickens, W. T. (2005). Racial discrimination in labor markets with posted wage offers. *The American Economic Review*, 95(4), 1327–1340.
- Laurent, T., & Mihoubi, F. (2012). Sexual orientation and wage discrimination in France: The hidden side of the rainbow. *Journal of Labor Research*, 33(4), 487–527.
- Lima, R. (1980). Mercado de trabalho: o capital humano ea teoria da segmentação. *Pesquisa E Planejamento Econômico*, 10(1), 217–272.
- Loureiro, P. R. A. (2003). Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, 57(1), 125–157.
- Loureiro, P. R. A., Sachsida, A., & Moreira, T. B. S. (2011). Is There Discrimination Among Brazilian Lawyers? A Random-Effects Approach. *Análise Econômica*, 29(56), 293–307.

- Mailath, G. J., Samuelson, L., & Shaked, A. (2000). Endogenous inequality in integrated labor markets with two-sided search. *American Economic Review*, 46–72.
- Mora, R. (2008). A nonparametric decomposition of the Mexican American average wage gap. *Journal of Applied Econometrics*, 23(4), 463–485.
- Moro, A., & Norman, P. (2004). A general equilibrium model of statistical discrimination. *Journal of Economic Theory*, 114(1), 1–30.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 693–709.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- Paarsch, H. J., & Shearer, B. S. (2007). Do women react differently to incentives? Evidence from experimental data and payroll records. *European Economic Review*, 51(7), 1682–1707.
- Peski, M., & Szentes, B. (2013). Spontaneous discrimination. *The American Economic Review*, 103(6), 2412–2436.
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 659–661.
- Reich, M., Gordon, D. M., & Edwards, R. C. (1973). Dual labor markets: A theory of labor market segmentation. *Economics Department Faculty Publications*, 3.
- Rosén, Å. (1997). An equilibrium search-matching model of discrimination. *European Economic Review*, 41(8), 1589–1613.
- Souza, M. de O., & Câmara, O. R. A. (2013). Discriminação e Viés de seletividade: uma análise da Indústria Financeira Brasileira. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 5(1).
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Uhr, P., de Abreu, D., Saraiva Frio, G., Zibetti, A., Uhr, Z., & Gallego, J. (2014). Um estudo sobre a discriminação salarial no mercado de trabalho dos administradores do Brasil. *Revista de Economia E Administração*, 13(2).
- Vandenbergh, V. (2011). Firm-level Evidence on Gender Wage Discrimination in the Belgian Private Economy. *Labour*, 25(3), 330–349.
- Vietorisz, T., & Harrison, B. (1973). Labor market segmentation: Positive feedback and divergent development. *American Economic Review*, 63(2), 366–376.



## ANEXO A

**Tabela 9** – Diferenças de Gêneros nos Quintis

	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
	none	none	none	none	none
<b>Diferença</b>					
Predição 1	1,47*	1,95*	2,51*	2,98*	3,5*
Predição 2	1,32*	1,77*	2,29*	2,83*	3,31*
Diferença	0,147*	0,18*	0,214*	0,151*	0,185*
<b>Decomposição</b>					
Explicado	-0.027*	-0.001	0.082*	0.077*	0.046*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Não explicado	0.174*	0.182*	0.132*	0.075*	0.139*
	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

\*\*\* p&lt;0.10, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.01

**Ministério da Educação e Cultura  
Universidade Federal de Pelotas  
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação  
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados**



**ARTIGO 2: EXISTE DISCRIMINAÇÃO CONTRA CASAIS  
HOMOSSEXUAIS NO BRASIL?**

**Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr  
Dra. Julia Gallego Ziero Uhr  
Gustavo Saraiva Frio**

**Pelotas  
2015**

# EXISTE DISCRIMINAÇÃO CONTRA CASAIS HOMOSSEXUAIS NO BRASIL?

**Gustavo Saraiva Frio<sup>13</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

**Daniel de Abreu Pereira Uhr<sup>14</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

**Júlia Gallego Ziero Uhr<sup>15</sup>**

*Universidade Federal de Pelotas*

## Resumo

Este trabalho apresenta dois objetivos: o primeiro é testar se existe discriminação admissional contra casais homossexuais no mercado de trabalho brasileiro; e o segundo é testar se existe discriminação salarial contra os casais homossexuais. Utilizamos os dados do CENSO 2010. Para testar a primeira hipótese utilizamos um modelo semiparamétrico, e para testar a segunda hipótese utilizamos metodologias contrafactuais de Oaxaca e Blinder, Oaxaca-Ransom e Firpo, Fortin e Lemieux. Os resultados confirmam a hipótese de discriminação admissional, entretanto nenhum modelo corrobora discriminação salarial contra os casais homossexuais no Brasil.

**Palavras-chave:** Discriminação Admissional; Discriminação Salarial; Homossexuais;

**Classificação JEL:** J31; J71; K0

## Abstract

*This work has two objectives: the first is to test whether there is discrimination against homosexual couples admission in the Brazilian labor market; and the second is to test whether there is wage discrimination against homosexual couples. We use the 2010 Census data to test the first hypothesis we use a semi-parametric model, and to test the second hypothesis use counterfactual methodologies and Blinder Oaxaca, Oaxaca-Ransom and Firpo, Fortin and Lemieux. The results confirm the hypothesis admission discrimination, however no model supports wage discrimination against homosexual couples in Brazil.*

**Keywords:** Admission Discrimination; Wage Discrimination; Homosexuals;

**JEL Classification:** J31; J71; K0

---

<sup>13</sup> Mestrando em Economia do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: [gustavo.frio@gmail.com](mailto:gustavo.frio@gmail.com). Endereço: Rua Gomes Carneiro nº 1 - 4º andar - Pelotas/RS - DECON/UFPel - CEP: 96001-970. E-mail: [Gustavo.frio@gmail.com](mailto:Gustavo.frio@gmail.com)

<sup>14</sup> Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Professor adjunto do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM). E-mail: [daniel.uhr@gmail.com](mailto:daniel.uhr@gmail.com).

<sup>15</sup> Doutora em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Professora adjunta do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professora do Mestrado em Economia Aplicada (PPGOM/UFPel). E-mail: [zierouhr@gmail.com](mailto:zierouhr@gmail.com).

# **EXISTE DISCRIMINAÇÃO CONTRA CASAIS HOMOSSEXUAIS NO BRASIL?**

## **7. INTRODUÇÃO**

A discriminação econômica no mercado de trabalho é definida como o tratamento distinto entre os agentes econômicos ou como o pagamento de remuneração diferente para indivíduos com mesma produtividade. Segundo a literatura, diversas são as causas do tratamento desigual, como por exemplo, a raça, o gênero, a religião, a etnia, a aparência física, a condição econômico-social, a opção sexual. A literatura econômica que aborda este tema é sustentada por muitos modelos teóricos (ARROW, 1971; BECKER, 1957; PHELPS, 1972; SPENCE, 1973), e diversas evidências empíricas (como, por exemplo, LAURENT; MIHOUBI, 2012; MORA, 2008; VANDENBERGHE, 2011; ARBACHE; LOUREIRO, 2012; FERREIRA NETO et al., 2012; GIUBERTI; MENEZES-FILHO, 2005; LOUREIRO et al., 2011; UHR et al, 2014). Entretanto, o estudo empírico da discriminação econômica contra casais homossexuais é escasso no Brasil (CORREA et al, 2013; CESARI et al 2013).

Este trabalho tem como objetivo verificar se existe tanto discriminação admissional quanto discriminação salarial contra os casais homossexuais no Brasil. Então, considerando a homossexualidade de ambos os gêneros, a discriminação admissional significa que os homossexuais possuem menos chances de obter emprego formal em decorrência da opção sexual. Isto é, a discriminação admissional é uma discriminação indireta, porque ocorre antes do indivíduo firmar a relação de trabalho. Já a discriminação salarial significa que os indivíduos homossexuais recebem salários menores ao executarem o mesmo trabalho (considerando suas características produtivas). A discriminação salarial é dita discriminação direta porque ocorre quando os indivíduos já estão trabalhando.

Neste sentido, este artigo busca responder duas questões: (i) existe discriminação admissional contra casais homossexuais no mercado de trabalho brasileiro? E, (ii) existe discriminação salarial contra os casais homossexuais? A primeira pergunta será respondida através da comparação entre pessoas empregadas e aquelas que buscam emprego, e verificaremos se o fato do indivíduo ser homossexual afeta a probabilidade de estar empregado. A segunda pergunta será respondida através de comparação contrafactual, conhecida como decomposição de Oaxaca-Blinder, através dos métodos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e Oaxaca e Ransom (1994). Adicionalmente, aprofundaremos a análise analisando as diferenças salariais nos quintis de renda através do método de Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Utilizaremos dados do Censo populacional do realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2010.

Este artigo está dividido em seis seções. Além desta introdução, a segunda seção apresenta uma breve revisão empírica da literatura de discriminação contra homossexuais. A terceira seção descreve a base de dados utilizada, bem como apresenta médias salariais dos grupos e as médias de cada variável utilizada. A quarta seção descreve os métodos empíricos utilizados. A quinta seção apresenta os resultados com comentários. A seção 6 tem as conclusões. Ainda há o apêndice com as equações de seleção.

## **8. REVISÃO DA LITERATURA**

Esta seção apresenta uma breve revisão da literatura empírica sobre discriminação contra homossexuais no mercado de trabalho. A literatura é relativamente recente e a maioria dos artigos trata de discriminação salarial, encontramos pesquisas para distintos países, como, por exemplo, para os Estados Unidos da América, Reino Unido, França, Suécia (BADGETT, 1995; ARABSHEIBANI et al, 2005; ELMSLIE e TEBALDI, 2007, LAURENT e MIHOUBI, 2011; AHMED et al, 2012), e para a Grécia encontramos um estudo de discriminação admissional (DRYDAKIS, 2009). Existem, também, outros artigos que tratam da homossexualidade em contextos relacionados, como por exemplo, se mulheres homossexuais se beneficiam do fato de não terem filhos (BLUME, 2009), ou se indivíduos homossexuais possuem o mesmo nível de satisfação para trabalhar do que indivíduos heterossexuais (DRYDAKIS, 2012). A literatura empírica sobre o tema, para o Brasil, temos os trabalhos de Corrêa, Irffi & Sulian (2013) e Casari, Monsueto & Duarte (2013).

Badgett (1995) escreveu o artigo seminal sobre discriminação contra homossexuais. Ele tentou determinar se homossexuais sofriam discriminação salarial nos Estados Unidos. O autor utilizou-se de uma equação de rendimentos, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, e utilizou o procedimento de correção de viés de seleção amostral, além de dados empilhados entre 1988 e 1990 da *General Social Survey*. Como resultados tem-se que as diferenças salariais entre mulheres homossexuais e heterossexuais não são significativas, mesmo quando colocado a variável lambda (proveniente do procedimento de Heckman, 1974), mas que as diferenças entre homens homossexuais e heterossexuais variam entre 12% e 27%. Essas evidências vieram a ser corroboradas pelos autores seguintes, conforme será citado aqui. Este artigo foi importante porque foi o primeiro a testar discriminação salarial contra homossexuais e bissexuais.

Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005) estudaram os salários de homossexuais do próprio país, o Reino Unido, e testaram se há discriminação entre pessoas que tenham características semelhantes, porém algumas homossexuais e outras heterossexuais. O modelo utilizado foi a equação de rendimentos proposta por Mincer (1974). Os dados utilizados foram da *Labour Force Survey* empilhados de 1996 até 2002. Os homens gays recebem cerca de 5% menos do que os heterossexuais, porém as mulheres homossexuais recebem cerca de 10% a mais que as que não são homossexuais.

Elmslie e Tebaldi (2007) testaram a hipótese de diferença salarial para homossexuais americanos com dados da *Current Population Survey* de 2004 e utilizando equação de rendimentos com controle para homossexuais, para comparar pessoas de características próximas que se difiram pelo fato de umas serem homossexuais e outras não, além do procedimento de eliminação do viés de seleção proposto por Heckman (1974). Como resultados, encontraram diferenças próximas de 25% entre homens homossexuais e heterossexuais, favorecendo este grupo. As mulheres homossexuais não parecem ter este problema, pois não há diferenças no grupo feminino.

Laurent e Mihoubi (2011) testaram a hipótese de discriminação salarial contra homossexuais na França. Dados da *French Employment Survey* aliados a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) foram usados para testar a discriminação no serviço público e no privado. Os homens homossexuais do setor privado recebem, em média, 6,5% a menos que os heterossexuais, e no setor público a diferença é de 5,5%. As mulheres homossexuais recebem, em média, o mesmo que as heterossexuais.

Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2012) testam a hipótese de discriminação salarial para os trabalhadores suecos homossexuais, tanto no setor público quanto no privado. Os autores utilizam a equação de rendimentos com controle para homossexuais

na média e por quantis e dados de 2007 da *Longitudinal Integration Database for Health Insurance and Labor Market Studies*. Os homens homossexuais recebem, em média, 11% a menos que os heterossexuais por ano, variando a diferença de 13,23% no 10º percentil para 10% no percentil 50. Para as mulheres homossexuais, elas recebem, em média, 6,7% a mais que as heterossexuais por ano, valor que se repete no percentil 10 e vai até 4,31% a diferença no 50º percentil. No setor público, homens homossexuais recebem cerca de 8% a menos que os heterossexuais por ano, sendo esta diferença de quase 16% no percentil 10 e de próximo de 6% no percentil 50. As mulheres homossexuais, por ano, ganham mais que as heterossexuais cerca de 11,5% na média, 10,53% no percentil 90 e 5,56% no percentil 50. No setor privado, as mulheres homossexuais têm diferenças quase nulas, tanto nas médias quanto nos percentis, com nenhum dos valores sendo significativos. Os homens homossexuais recebem quase 12% a menos anualmente que os heterossexuais, com 8% de diferença no percentil 10 e próximo de 14% no percentil 90. Nestes resultados, os autores ainda adicionam controles para as horas trabalhadas por mês e os diferenciais geralmente diminuem, para as mulheres a diferença cai para próximo de zero, o que indica que as mulheres homossexuais trabalham mais horas por mês. Os autores concluem que boa parte das diferenças anuais está no tempo dedicado ao trabalho, mas afirma que os homens homossexuais

Drydakis (2009) testa a hipótese de que trabalhadores homossexuais têm menor probabilidade de conseguir empregos no setor privado da Grécia. Com dados do experimento aleatório que o autor fez, usou-se um *probit* para estimar a probabilidade. Como resultado, em um dos modelos encontra-se uma probabilidade de cerca de 26% a menos de um homossexual conseguir um emprego, em comparação a heterossexuais. Ao adicionar variáveis para os tipos de emprego, o valor praticamente se mantém. Quando o autor adiciona variáveis binárias para os meses de admissão, esse valor se reduz pra 23%. Inova-se neste artigo o estudo para o mercado de trabalho de homossexuais na Grécia, onde ainda não haviam estudos específicos para homossexuais em comparação a heterossexuais.

Blume (2009) testa se mulheres homossexuais se beneficiam do fato de não terem filhos. Segundo a autora, a literatura sugere que mulheres sem filhos recebem mais. Utilizando-se a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) e dados do Censo de 2000 para os Estados Unidos, a autora testa a hipótese. Os resultados apontam para uma vantagem em 20% nos salários das homossexuais em relação às heterossexuais com filhos. Desta diferença, 35% são explicados pela presença de filhos.

Drydakis (2012) testa a hipótese de que homossexuais e heterossexuais possuem o mesmo nível de satisfação para trabalhar em Atenas (Grécia). Para tanto, utilizaram dados da *Athens Area Study* e um modelo *probit*. Os resultados apontam para uma menor satisfação dos homossexuais. A satisfação dos homossexuais é menor, com seus salários, em relação a satisfação dos heterossexuais, com efeito marginal negativo de 0,041. Os homens homossexuais têm uma satisfação menor também em promoções, com o efeito marginal negativo na ordem de 0,047. Em relação a heterossexuais, os homossexuais têm satisfação menor na relação com supervisores, com um efeito marginal negativo igual a 0,064. Os autores concluem que a satisfação é menor principalmente pela diferença salarial, em que os homossexuais têm menores salários. A principal inovação deste artigo é testar a satisfação dos homens, homossexuais e heterossexuais, com relação a seus empregos.

Corrêa, Irfi & Sulian (2013), testam a hipótese de diferencias entre casais homossexuais e heterossexuais no mercado de trabalho brasileiro. Mais especificamente, é testado o diferencial de salários dos casais nos estados do Ceará, Rio de Janeiro e São

Paulo. Os dados utilizados são do Censo de 2010 e a metodologia para avaliar os diferenciais salariais é uma equação de rendimento com dummy para homossexuais. Os resultados apontam que os homens homossexuais casados recebem entre 30 e 40% a mais que os heterossexuais. Já as mulheres homossexuais, recebem até 12% a mais que as heterossexuais.

Casari, Monsueto & Duarte (2013) testam a hipótese de diferenciais salariais entre casais homossexuais e heterossexuais na região metropolitana de São Paulo. Utilizam dados do Censo 2010 e regressões Quantílicas na equação de rendimentos. Os resultados mostram que os homossexuais recebem mais em todos os quintis de renda e, ainda, essa diferença cresce conforme cresce o quintil. No último quintil, os homossexuais recebem aproximadamente 29% a mais que os heterossexuais.

## 9. DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho é composta pelos microdados Censo Populacional do realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2010. A tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas, sua descrição, bem como sua respectiva sua média e desvio-padrão.

**Tabela 10 - Estatísticas Descritivas**

Variável	Descrição	Média	D.P.
<b>HOMOSSEXUAL</b>	Assume valor 1 se o indivíduo é homossexual, e 0 caso contrário	0,0018	0,04
<b>AESC</b>	Anos de estudos completos	8,47	4,11
<b>EXP</b>	Experiência	25,47	13,24
<b>EXP2</b>	Experiência ao quadrado	823,95	746,34
<b>WAGE</b>	Rendimento por hora na atividade principal	9,12	60,15
<b>IDADE</b>	Idade da pessoa	37,49	12,93
<b>IDADE2</b>	Idade ao quadrado	1573,56	1039,33
<b>BRANCO</b>	1 se o indivíduo se declara branco ou amarelo, e 0 caso contrário.	0,49	0,5
<b>HOMEM</b>	1 se o indivíduo for homem, e 0 caso contrário.	0,49	0,5
<b>MULHER</b>	1 se o indivíduo for Mulher, e 0 caso contrário	0,51	0,5
<b>URBANO</b>	1 se o indivíduo mora em zona urbana, e 0 caso contrário.	0,86	0,34
<b>TRAB</b>	1 se o indivíduo recebia renda de trabalho, e 0 caso contrário	0,97	0,18
<b>FILHOS6</b>	1 se o indivíduo possui filho até 6 anos, e 0 caso contrário.	0,12	0,32
<b>BOLSAGOV</b>	1 se o indivíduo possui bolsa do governo, e 0 caso contrário.	0,07	0,25
<b>APÓSENTADO</b>	1 se o indivíduo ganha aposentadoria, e 0 caso contrário.	0,1	0,3
<b>OUTRASRENDAS</b>	1 se o indivíduo possui renda não proveniente de trabalho, e 0 caso contrário.	0,04	0,21
<b>AUTÔNOMO</b>	1 se o indivíduo é autônomo ou empregador e 0 caso contrário.	0,24	0,43
<b>PÚBLICO</b>	1 se o indivíduo é funcionário público e 0 caso contrário.	0,25	0,43
<b>INDÚSTRIA</b>	1 se o indivíduo trabalha na industria e 0 caso contrário.	0,11	0,32

<b>AGRÍCOLA</b>	1 se o indivíduo trabalha no ramo agrícola e 0 caso contrário	0,12	0,33
<b>SUL</b>	1 se o indivíduo é domiciliado na região Sul, e 0 caso contrário.	0,18	0,38
<b>SUDESTE</b>	1 se o indivíduo é domiciliado na região Sudeste, e 0 caso contrário.	0,38	0,49
<b>NORTE</b>	1 se o indivíduo é domiciliado na região Norte, e 0 caso contrário.	0,08	0,27
<b>CENTRO-OESTE</b>	1 se o indivíduo é domiciliado na região Centro-Oeste, e 0 caso contrário.	0,07	0,26
<b>NORDESTE</b>	1 se o indivíduo é domiciliado na região Nordeste, e 0 caso contrário.	0,28	0,45

Fonte: Censo 2010.

Não existe uma pergunta sobre opção sexual dos entrevistados na pesquisa do Censo. Desse modo, construímos a variável HOMOSSEXUAL através de cônjuges do mesmo sexo que moram no mesmo domicílio. Ou seja, aqueles indivíduos que responderam que eram cônjuges, e possuíam o mesmo sexo foram considerados como casais homossexuais. Mantivemos também na amostra os casais heterossexuais. Sendo, então, excluídos todos os solteiros. Os casais homossexuais representam cerca de 0,2% do total da população dos casados.

As variáveis relacionadas à produtividade, como anos de estudo completos (AESC), experiência (EXP e EXP2) foram construídas seguindo a ideia de mincer, AESC é o número de anos completos do indivíduo, e a variável de experiência é obtida pela idade do indivíduo menos o tempo de estudo, descontado de seis anos. A variável de rendimento por hora (WAGE) é calculada através da razão do rendimento mensal pelas horas mensais trabalhadas. As demais variáveis de controle são retiradas diretamente da base do Censo.

Em termos gerais, a amostra é representada por 50% de brancos e de 50% de não brancos. Os homens representam 49% da amostra. Além disso, 85% da amostra mora em zona urbana. Os indivíduos que recebem renda proveniente de trabalho são de 96% da amostra. Sendo 4% aqueles que recebem rendas não provenientes de trabalho. Cabe destacar que 8% recebem bolsa do governo e 9% são aposentados.

Quanto a distribuição dos indivíduos por regiões, temos que: 16% da amostra pertence a região SUL, 43% da amostra pertence a região SUDESTE, 8% da amostra pertence a região NORTE, 7% da amostra pertence a região CENTROESTE e 26% da amostra pertence a região NORDESTE.

A tabela 2 mostra os rendimentos médios por hora de homens e mulheres, homossexuais e heterossexuais, bem como a sua representação populacional.

**Tabela 11 – Rendimentos por hora em média**

	<b>Homens</b>	<b>População</b>	<b>Mulheres</b>	<b>População</b>	<b>Média Total</b>	<b>População Total</b>
<b>Heterossexuais</b>	10,62	29.251.371	8,34	19.209.275	9,72	48.460.646
<b>Homossexuais</b>	19,43	51.535	12,08	54.802	15,65	106.337
<b>Média</b>	10,64	29.302.906	8,36	19.264.077	9,73	48.566.983

Fonte: Censo 2010.

Os homens homossexuais apresentam uma renda média horária superior a renda dos homens heterossexuais de aproximadamente 85%. As mulheres homossexuais também levam vantagem em relação àquelas heterossexuais, possuem uma renda horária, em média, superior em aproximadamente 50%. Com relação a proporção entre as opções

sexuais, os casais heterossexuais são 99,8% da amostra, e representam uma população de mais de 48 milhões de pessoas, enquanto os casais homossexuais representam uma população total de pouco mais de 106 mil pessoas.

A fim de compreender a distribuição dos rendimentos por hora médio dos casais homossexuais montamos a tabela 3. Nesta, observamos os salários médios (por hora) dos homossexuais por estados, bem como sua respectiva população total. Cabe destacar que o menor salário médio para casais do mesmo sexo está no Sergipe, com R\$5,85 reais por hora de trabalho (equivalente a 37,38% renda média nacional). Já o Rio Grande do Sul apresenta o salário horário mais próximo da média nacional, de R\$15,96 enquanto a média nacional é de R\$ 15,65. O salário médio mais elevado é do Distrito Federal, é aproximadamente 100% maior que a média nacional, totalizando uma renda de R\$29,85 reais por hora de trabalho.

**Tabela 12 – Média Salarial por Hora dos Homossexuais por Estado**

Estado	Salário Médio	População	Estado	Salário Médio	População
<b>AC</b>	22,8	205	<b>PB</b>	9,68	1.528
<b>AL</b>	6,43	1.074	<b>PR</b>	12,48	4.134
<b>AP</b>	8,89	285	<b>PE</b>	10,79	4.033
<b>AM</b>	14,7	1.137	<b>PI</b>	11,13	678
<b>BA</b>	13,34	5.240	<b>RJ</b>	17,77	17.030
<b>CE</b>	11	4.660	<b>RN</b>	11,28	1.335
<b>DF</b>	29,85	2.675	<b>RS</b>	15,96	6.441
<b>ES</b>	13,77	1.927	<b>RO</b>	14,32	486
<b>GO</b>	13,66	3.837	<b>RR</b>	10,68	132
<b>MA</b>	12,44	953	<b>SC</b>	13	3.844
<b>MT</b>	8,06	1.094	<b>SP</b>	18,73	29.901
<b>MS</b>	13,82	1.757	<b>SE</b>	5,85	581
<b>MG</b>	13,35	7.855	<b>TO</b>	18,9	302
<b>PA</b>	11,75	3.213	<b>Total</b>	15,65	106.337

Fonte: Censo 2010

Os homossexuais casados contabilizam 106.337 pessoas e estas estão principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro, o primeiro e o terceiro, respectivamente, em número de habitantes no Brasil. A menor população de homossexuais casados está em Roraima, o estado brasileiro com menor população.

## 10. ESTRATÉGIA EMPÍRICA<sup>16</sup>

### 10.1. Discriminação Admissional

Para verificar se existe discriminação admissional contra casais homossexuais, tanto homens como mulheres, queremos verificar se a opção sexual afeta a probabilidade de estar empregado. Dado que a variável dependente (y) é binária então queremos verificar a seguinte relação:

$$P(Y_i = 1|H, Z) = \Phi(Y_i, \varphi H_i + Z_i' \alpha) = \Phi(Y_i, K_i \delta) \quad (01)$$

<sup>16</sup> Os métodos estão baseados em Jann (2008) e Uhr et al. (2014)

Em que  $\Phi$  é função densidade acumulada,  $Y_i$  é a variável dependente binária, que assume valor igual a um se o indivíduo  $i$  possui emprego formal e zero caso contrário. Já a nossa função índice é dada por  $\varphi H + Z_i' \alpha$ , onde  $H_i$  é a variável de interesse que assume valor igual a um se o indivíduo  $i$  é homossexual e zero caso contrário, e  $Z_i$  é o vetor de controles (individuais, regionais e setoriais).

Pela equação (1), o modelo *probit* pode ser utilizado para estimar os parâmetros  $\delta$ . Os regressores desse modelo são  $H$  e  $Z$  e a função de máxima verossimilhança é maximizada com a seguinte restrição:  $\delta = [\varphi, \alpha]$ .

## 10.2. Discriminação Salarial

Os trabalhos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) deram origem ao procedimento de decomposição contrafactual chamado de decomposição de Oaxaca-Blinder. Basicamente, o procedimento divide o diferencial dos salários em uma parte explicada pelos atributos e outra diferença residual. A literatura sugere que essa diferença seja discriminação na forma de salários.

Dados dois grupos, A e B, uma matriz de variáveis explicativas,  $X$ , e a variável dependente  $Y$ . No contexto deste trabalho, os grupos são homossexuais e heterossexuais, a variável dependente é o logaritmo natural dos salários e as variáveis explicativas são a escolaridade, a escolaridade ao quadrado e os anos de estudo.

A magnitude da diferença salarial se dá como:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) \quad (02)$$

em que  $E(Y)$  é a esperança da variável rendimento, a qual se dá pelas diferenças dos grupos analisados. Dada a relação salarial pelo seguinte modelo linear:

$$Y_l = X_l' \beta_l + \varepsilon_l, \quad E(\varepsilon_l) = 0, \quad l \in \{A \text{ e } B\} \quad (03)$$

no qual  $X$  é uma matriz que contém as variáveis independentes e uma constante. A matriz  $\beta$  possui os parâmetros de inclinação e o intercepto, e  $\varepsilon$  é o erro. A diferença das médias dos salários entre os grupos é expressada como:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (04)$$

desde que  $E(Y_l) = E(X_l' \beta_l + \varepsilon_l) = E(X_l' \beta_l) + E(\varepsilon_l) = E(X_l)' \beta_l$ ,  $E(\beta_l) = \beta_l$  e  $E(\varepsilon_l) = 0$  por suposição.

Dada uma matriz  $\beta^*$  de coeficientes, somando e subtraindo em  $E(X_A)' \beta^*$  e  $E(X_B)' \beta^*$ , a equação (06) é rearranjada desta forma:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta^* - \beta_B)] \quad (05)$$

Tem-se a decomposição em duas partes:

$$R = Q + U \quad (06)$$

A primeira  $Q$  ( $Q = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^*$ ) é o componente do diferencial salarial que é explicado pelos atributos dos grupos. Já a segunda parte ( $U = [E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta_B - \beta^*)]$ ) é o componente não explicado, ou seja, aquele atribuído à

discriminação pela literatura. Entretanto, cabe salientar que este tem todos os possíveis efeitos de diferenças em variáveis não observadas.

O componente não observado é decomposto da seguinte forma:  $\beta_A = \beta^* + \delta_A$  e  $\beta_B = \beta^* + \delta_B$ , em que  $\delta_A$  e  $\delta_B$  são vetores de parâmetros discriminatórios específicos do grupo (a discriminação pode ser negativa ou positiva, depende do sinal). Assim,  $U$  pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$U = [E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B] \quad (07)$$

A parte “A” mede a discriminação contra o grupo A ( $U_A = E(X_A)' \delta_A$ ), e a parte “B” mede a discriminação contra o grupo B ( $U_B = E(X_B)' \delta_B$ ). Importante salientar que a interpretação depende da hipótese de que não existem variáveis relevantes não observadas.

Oaxaca e Ransom (1994) alteram a equação (4) e esta fica expressa como:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' [W\beta_A + (I - W)\beta_B] + [(I - W)'E(X_A) + W'E(X_B)](\beta_A - \beta_B) \quad (08)$$

em que  $I$  é a matriz identidade e  $W$  é uma matriz que contém os pesos relativos dos coeficientes do grupo A. Oaxaca e Ransom (1994) mostram que

$$\widehat{W} = \Omega = (X_A' X_A + X_B' X_B)^{-1} X_A' X_A \quad (09)$$

em que  $X$  é uma matriz de dados observáveis, o que equivale a usar, como coeficientes de referência, os coeficientes referente ao modelo empilhado sobre ambos grupos.

Firpo, Fortin e Lemieux (2009) propõem um método conhecido como regressão RIF (recentered influence function regression - RIF-regression), e é similar a uma regressão padrão, exceto que a variável dependente  $Y$  é substituída por uma função de influência (influence function - IF) de interesse. A abordagem assume que a expectativa condicional da RIF( $Y;v$ ) pode ser modelada como uma função linear das variáveis explicativas,

$$E[RIF(Y;v)|X] = X\gamma + \varepsilon \quad (10)$$

em que os parâmetros  $\gamma$  podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO). No caso dos quantis temos que RIF( $Y;Q_\tau$ ) é igual a  $Q_\tau + IF(Y, Q_\tau)$ , e pode ser escrita como:

$$RIF(y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau + 1\{y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (11)$$

em que  $1\{.\}$  é uma função indicadora,  $f_Y(.)$  é a densidade da distribuição marginal de  $Y$ , e  $Q_\tau$  é a população  $\tau$ -quantilica da distribuição incondicional de  $Y$ . Em termos computacionais, primeiro estima-se a amostra quantílica  $\widehat{Q}_\tau$ , e estima-se a densidade no ponto através de métodos de kernel. Sejam os coeficientes da regressão quantílica incondicional de cada grupo:

$$\widehat{\gamma}_{g,\tau} = (\sum_{i \in G} X_i X_i')^{-1} \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) X_i \quad (12)$$

em que  $g = A, B$ . Pode-se escrever de forma equivalente à decomposição de Oaxaca-Blinder para qualquer quantil incondicional como:

$$\hat{R}^\tau = E(X_A)(\hat{Y}_{A,\tau} - \hat{Y}_{B,\tau}) + (E(X_A) - E(X_B))\hat{Y}_{B,\tau} \quad (13)$$

Novamente,  $\hat{R}^\tau$  possui a diferença total dos grupos no quantil estimado, com a primeira parte da equação compõe a parte atribuída à discriminação e a segunda à diferença por atributos.

## 11. RESULTADOS

### 11.1. Discriminação Admissional

A tabela 4 apresenta as principais variáveis que afetam a chance de uma pessoa ter um emprego formal, bem como suas respectivas influências sobre a variável dependente. A tabela apresenta três colunas, a primeira analisa a probabilidade do homem obter emprego forma, a segunda da mulher e a terceira para a amostra inteira (para os três modelos são reportados os efeitos marginais). Cabe destacar que todas os testes t são significativos para todas as variáveis explicativas a um nível de confiança de 1%. Conjuntamente, o teste de Wald para as três regressões mostra que as variáveis são significativas a um nível de confiança de 1%.

**Tabela 13** – Probabilidade de obter emprego formal

VARIÁVEL	(01) Homens	(02) Mulheres	(03) <i>Pooled</i>
HOMOSSEXUAL	-0,0201* (0,00)	-0,0444* (0,00)	-0,0294* (0,00)
AESTUDO	0,0273* (0,00)	0,0344* (0,00)	0,0306* (0,00)
IDADE	0,0185* (0,00)	0,0182* (0,00)	0,0178* (0,00)
IDADE^2	-0,0001* (0,00)	-0,0002* (0,00)	-0,0001* (0,00)
BRANCO	0,0339* (0,00)	0,0419* (0,00)	0,0381* (0,00)
URBANO	0,1023* (0,00)	0,0967* (0,00)	0,1007* (0,00)
HOMEM	-	-	0,1089* (0,00)
FILHO6	-	-0,0218* (0,00)	-0,0073* (0,00)
APOSENTADO	-0,093* (0,00)	-0,054* (0,00)	-0,0755* (0,00)
BOLSAGOV	-0,1421* (0,00)	-0,2396* (0,00)	-0,2242* (0,00)
OUTROSREND	0,0799* (0,00)	0,0563* (0,00)	0,0733* (0,00)
AUTONOMO	-0,515* (0,00)	-0,4273* (0,00)	-0,4855* (0,00)
AGRÍCOLA	-0,0667* (0,00)	-0,3* (0,00)	-0,0498* (0,00)

INDÚSTRIA	-0,0088*	0,0925*	0,0238*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
D_ESTADO	SIM	SIM	SIM
OBSERVAÇÕES	2.760.490	1.708.757	4.469.247
POPULAÇÃO	24.255.543	15.281.793	39.537.336
PSEUDO R <sup>2</sup>	0,2792	0,2371	0,2608
WALD CHI <sup>2</sup>	6490466,04	3356880,58	9606151,96
PROB>CHI <sup>2</sup>	0,0000	0,0000	0,0000

\*Significante a 1%. Robusto a heterocedasticidade..

Para a primeira regressão, os resultados mostram que o homem homossexual tem a probabilidade de obter emprego formal reduzida em aproximadamente 2%. Para as mulheres o fato de ser homossexual reduz em aproximadamente 4% a probabilidade de conquistar um emprego formal. Em média, um homossexual tem sua chance de obtenção de emprego formal reduzida em, aproximadamente, 3%. Tais resultados corroboram a existência de discriminação admissional contra homossexuais no Brasil, tanto para homens quanto para mulheres. As demais variáveis de controle seguem os sinais esperados, como sugere a literatura, as variáveis BOLSAGOV, APOSENTADO e FILHO6 reduzem as chances das pessoas estarem empregadas, com exceção de OUTROSREND, que aumenta a chance das pessoas trabalharem, porém em 7,33%.

Cabe destaque para o aumento na probabilidade de emprego se o indivíduo é de raça Branca. Tanto para homens quanto para mulheres a raça branca implica em aumento na probabilidade de obtenção de emprego formal. Considerando o modelo (03), percebemos que os homens têm vantagem sobre as mulheres na obtenção do emprego formal, o gênero masculino tem aumentada a probabilidade em aproximadamente 10%.

## 11.2. Discriminação Salarial

A discriminação salarial será analisada em três etapas para cada gênero, primeiramente apresentamos a análise para os homens, e posteriormente para as mulheres. Na primeira etapa verificamos a existência da discriminação salarial na equação de rendimentos, depois são realizadas as decomposições de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom e, por fim, a decomposição nos quintis de renda.

A tabela 5 apresenta as regressões de rendimentos para homens heterossexuais, homossexuais, e para os dados agregados do gênero masculino (*Pooled*). Todas as variáveis utilizadas nos três modelos são significativas a pelo menos 5% de confiança. Conjuntamente, as variáveis são significativas a pelo menos 1% de confiança.

**Tabela 14** – Equação de Rendimentos para os Homens

Variáveis	Orientação Sexual		
	Heterossexual	Homossexual	<i>Pooled</i>
<b>Constante</b>	-0,1622*	-1,023*	-0,1632*
	(0,00)	(0,04)	(0,00)
<b>AESC</b>	0,1042*	0,1229*	0,1043*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<b>EXP</b>	0,0319*	0,0276*	0,0319*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<b>EXP2</b>	-0,0003*	-0,0002*	-0,0003*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<b>CONTRIBUINTE</b>	0,2871*	0,2655*	0,2872*

	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>BRANCO</b>	0,1577*	0,187*	0,1577*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>URBANO</b>	0,2193*	0,0711**	0,2193*
	(0,00)	(0,03)	(0,00)
<b>APOSENTADORIA</b>	0,119*	0,2292*	0,119*
	(0,00)	(0,03)	(0,00)
<b>BOLSAGOV</b>	-0,2504*	0,4343*	-0,2498*
	(0,00)	(0,136)	(0,00)
<b>OUTROSREND</b>	0,346*	0,451*	0,3464*
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>AUTÔNOMO</b>	0,2058*	0,3089*	0,206*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>PÚBLICO</b>	0,3463*	0,3222*	0,3462*
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>INDÚSTRIA</b>	0,0033*	-0,093*	0,0033*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>AGRÍCOLA</b>	-0,1085*	-0,0578*	-0,1084*
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>HOMOSSEXUAL</b>	-	-	0,1742*
			(0,00)
<b>D_ESTADO</b>	<b>SIM</b>	<b>SIM</b>	<b>SIM</b>
<b>R squared</b>	0,3607	0,392	0,3611
<b>F-test</b>	-	924,31	-
<b>Prob. &gt; F</b>	0,0000	0,0000	0,0000
<b>População</b>	24,520.605	41,270	24,561.875

\*Significante a 1% \*\*Significante a 5%. Robusto a heterocedasticidade.

As variáveis explicativas dos salários seguem a literatura. A variável de interesse, HOMOSSEXUAL tem um coeficiente 0,1742, significativo a 1% de confiança. Tal coeficiente significa que os homens homossexuais tem um aumento no salário médio de, aproximadamente, 19%. Ou seja, homens homossexuais casados ganham em média 19% que homens heterossexuais casados.

Aprofundando a análise, temos que verificar se esse aumento na renda média por hora se deve exclusivamente ao comportamento sexual (não explicado), ou é devido a maior produtividade média do grupo homossexual (características explicadas). Assim, a tabela 4 apresenta as diferenças salariais entre homens heterossexuais e homossexuais considerando a ideia de contrafactual dos modelos de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom.

**Tabela 15** – Diferenças salariais entre homens homossexuais e heterossexuais

<b>Modelo</b>	<b>Oaxaca e Blinder</b>		<b>Oaxaca-Ransom</b>	
	<b>Coef. B</b>	<b>Exp. (b)</b>	<b>Coef. b</b>	<b>Exp. (b)</b>
<b>Diferença</b>				
Predição 1	1.78*	5.95*	1.78*	5,95*
Predição 2	2.32*	10.13*	2.32*	10,13*
Diferença	-0.5315*	0,5877*	-0.5315*	0,5877*
<b>Decomposição</b>				
Explicada	-0.3573*	0.6996*	-0,3576*	0,6993*
Não Explicada	-0.1743*	0.8401*	-0,1739*	0,8403*
Nº de obs	3.865.868		3.865.868	

Tamanho pop.

33.805.857

33.805.857

\*Significante a 1%. Diferenças negativas são favoráveis aos homossexuais. Robusto a heterocedasticidade.

A primeira e a segunda coluna refere-se ao modelo de Oaxaca-Blinder, a primeira coluna apresenta os coeficientes estimados, e a segunda coluna apresenta os valores exponenciais dos coeficientes. A terceira e a quarta coluna seguem o mesmo padrão para o modelo de Oaxaca-Ransom. Todos os coeficientes estimados, para os dois modelos, são significativos a 1% de confiança, e os erros padrão são robustos a heterocedasticidade.

Segundo a metodologia de Oaxaca e Blinder, os resultados mostram que os homens homossexuais recebem significativamente mais que os homens heterossexuais. No primeiro conjunto de variáveis (Diferencial) temos as predições para cada grupo. A predição 1 refere-se aos homens heterossexuais, e a predição 2 aos homens homossexuais. Tais revelam que a média do logaritmo natural dos salários para os homens heterossexuais é de aproximadamente 1,78, e para os homens homossexuais de aproximadamente 2,32, implicando numa diferença de aproximadamente -0,5315. Em média os heterossexuais ganham em média R\$5,95 reais, enquanto os homossexuais ganham R\$10,13, implicando numa diferença de 41,23% a menos para os heterossexuais. O segundo conjunto de variáveis (Decomposição) é formado pela decomposição da diferença da média salarial em duas partes. A parte explicada significa o quanto o grupo dos heterossexuais receberia se tivesse a mesma dotação do grupo homossexual. Já a parte não explicada é aquilo que a literatura associa à discriminação salarial. Os resultados mostram que da diferença de -0,5315 na média do logaritmo natural dos salários -0,3573 são devidos as dotações. Sendo assim, se os homens heterossexuais tivessem os mesmos atributos dos homossexuais, receberiam, em média, 30% a menos. De modo que ainda permanece uma diferença não explicada de -0,1743, que representa 15,99% de diferença salarial horária que é atribuída aos homossexuais. Pela metodologia de Oaxaca-Ransom (1994), temos resultados muito similares.

Fica uma questão, essa diferença salarial em favor dos homens homossexuais casados permanece quintis de renda distintos? A tabela 7 apresenta os resultados para o modelo de Firpo et al (2009).

**Tabela 16:** Diferenças salariais de homens heterossexuais e homossexuais nos quintis<sup>17</sup>

Quartil	Firpo, Fortin e Lemieux				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
<b>Diferença</b>					
Predição 1	2,25*	3,19*	5,05*	9,77*	21,75*
Predição 2	3,16*	4,76*	8,67*	20,49*	43,81*
Diferença	0,715*	0,667*	0,586*	0,478*	0,496*
<b>Decomposição</b>					
Explicado	0,716*	0,888*	0,75*	0,594*	0,443*
Não Explicado	0,998	0,752*	0,782*	0,804*	1,117*

Seguindo a mesma linha de interpretação dos modelos anteriores, temos agora 5 colunas, as quais representam, respectivamente o quintil 10, 25, 50, 75 e 90. No quantil 10, em média os heterossexuais ganham em média R\$2,25 reais, enquanto os homossexuais ganham R\$3,16, implicando numa diferença de 28,5% a menos para os heterossexuais. Se os homens heterossexuais tivessem os mesmos atributos dos homossexuais, nesse quantil, receberiam, em média, 28,4% a menos. De modo que

<sup>17</sup> Os resultados dos coeficientes encontram-se no Apêndice A deste documento.

permanece uma diferença não explicada de menos de 1% de diferença salarial horária que é atribuída aos homossexuais Ou seja, neste quantil da renda a diferença salarial é devida as diferenças produtivas.

No quantil 25, em média os heterossexuais ganham R\$3,19 reais, enquanto os homossexuais ganham R\$4,76, implicando numa diferença de aproximadamente 33% a menos para os heterossexuais. Se os homens heterossexuais tivessem os mesmos atributos dos homossexuais receberiam, em média, 11,2% a menos. Então permanece uma diferença não explicada aproximadamente 24,8% de diferença salarial horária que é atribuída aos homossexuais Ou seja, neste quantil os homossexuais apresentam ganhos maiores não explicados pelas características produtivas.

Nos quintis 50, 75 e 90 os heterossexuais continuam recebendo salários menores que os homens homossexuais. Nos quintis 50 e 75 a diferença salarial aumenta, de modo que os heterossexuais recebem, aproximadamente, 41,4% e 52,2% a menos que os homossexuais. Se os heterossexuais possuíssem os mesmos atributos produtivos dos homossexuais, continuariam recebendo menos, aproximadamente 25% e 40% a menos.

Para o quintil 90, os heterossexuais recebem, em média, aproximadamente 50% a menos que os homossexuais. Se tivessem os mesmos atributos dos homossexuais, receberiam aproximadamente 55% a menos. Desse modo os atributos produtivos não explicam a diferença nesse quintil, pelo contrário, os salários seriam ainda menores.

Podemos concluir que os homens homossexuais sofrem discriminação admissional, mas não sofrem discriminação salarial, pelo contrário, recebem mais. Existe alguma característica não explicada pelos atributos dos homossexuais que garante um salário maior a estes.

Agora passemos para a análise do gênero feminino. A tabela 8 apresenta a equação minceriana de rendimentos para as mulheres. Todas as variáveis utilizadas nos três modelos são significativas a pelo menos 5% de confiança exceto URBANO e FILHO6 para as mulheres homossexuais. Conjuntamente, as variáveis são significativas a pelo menos 1% de confiança.

**Tabela 17 – Equação de Rendimentos para as Mulheres**

Variáveis	Orientação Sexual		
	Heterossexual	Homossexual	Agregados
<b>Constante</b>	-0,1191* (0,00)	-0,2504** (0,1)	-0,1203* (0,00)
<b>AESC</b>	0,1007* (0,00)	0,1331* (0,00)	0,1008* (0,00)
<b>EXP</b>	0,0211* (0,00)	0,288* (0,00)	0,211* (0,00)
<b>EXP2</b>	-0,0001* (0,00)	-0,0002* (0,00)	-0,0001* (0,00)
<b>CONTRIBUINTE</b>	0,2525* (0,00)	0,2533* (0,01)	0,2525* (0,00)
<b>BRANCO</b>	0,136* (0,00)	0,1255* (0,01)	0,136* (0,00)
<b>URBANO</b>	0,2088* (0,00)	-0,0525 (0,03)	0,2085* (0,00)
<b>FILHO6</b>	0,0425* (0,00)	0,0139 (0,02)	0,0425* (0,00)
<b>APOSENTADORIA</b>	0,1303* (0,00)	0,2433* (0,00)	0,1304* (0,00)

	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>BOLSAGOV</b>	-0,3059*	-0,3039*	-0,3057*
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>OUTROSRENDIMENTOS</b>	0,3396*	0,4603*	0,3404*
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
<b>AUTÔNOMO</b>	0,227*	0,2891*	0,2272*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>PÚBLICO</b>	0,2711*	0,2699*	0,271*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>INDÚSTRIA</b>	-0,1142*	-0,1272*	-0,1142*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>AGRÍCOLA</b>	-0,0626*	-0,1192*	-0,0629*
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
<b>HOMOSSEXUAL</b>	-	-	0,1119*
			(0,00)
<b>D_ESTADO</b>	<b>SIM</b>	<b>SIM</b>	<b>SIM</b>
R squared	0,3429	0,4126	0,3432
F-test	-	755,68	-
Prob. > F	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	1.658.966	3.803	1.662.769
População	15.248.684	45.178	15.293.862

\*Significante a 1% \*\*Significante a 5% \*\*\*Significante a 10%. Robusto a heterocedasticidade.

As variáveis explicativas dos salários apresentam os coeficientes propostos pela literatura. A variável de interesse, HOMOSSEXUAL tem um coeficiente 0,1119, significativo a 1% de confiança. Ou seja, as mulheres homossexuais tem um aumento no salário médio de, aproximadamente, 11,84% com relação as heterossexuais. Ou seja, mulheres homossexuais casados ganham em média 11,84% mais.

Esse aumento na renda média por hora se deve exclusivamente ao comportamento sexual (não explicado), ou é devido a maior produtividade média do grupo homossexual (características explicadas)? Assim, a tabela 9 apresenta as diferenças salariais entre mulheres heterossexuais e homossexuais para os modelos de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom.

**Tabela 18 - Diferenças salariais entre mulheres heterossexuais e homossexuais**

Modelo	Oaxaca e Blinder		Oaxaca-Ransom	
	Coef. B	Exp. (b)	Coef. b	Exp. (b)
<b>Diferença</b>				
Predição 1	1,6*	4,96*	1,6*	4,96*
Predição 2	1,85*	6,37*	1,85*	6,37*
Diferença	-0,2502*	0,7787*	-0,2502*	0,7787*
<b>Decomposição</b>				
Explicada	-0,1383*	0,8708*	-0,1386*	0,8706*
Não Explicada	-0,1119*	0,8941*	-0,1116*	0,8944*
Nº de obs	4.047.144			
Tamanho pop.	35.260.531			

\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. Diferenças negativas são favoráveis aos homossexuais. Robusto a heterocedasticidade.

Os resultados mostram que as mulheres homossexuais recebem significativamente mais que as mulheres heterossexuais. Em média as heterossexuais

ganham R\$4,96 reais, enquanto as homossexuais ganham R\$6,37, implicando numa diferença de 22,13% a menos para as heterossexuais. O segundo conjunto de variáveis Se as mulheres heterossexuais tivessem os mesmos atributos das homossexuais, receberiam, em média, 12,92% a menos. De modo que ainda permanece uma diferença não explicada de -0,1119, que representa 10,59% de diferença salarial horária que é atribuída aos homossexuais. Pela metodologia de Oaxaca-Ransom (1994), temos resultados muitos similares. Agora, analisemos as diferenças nos quintis.

**Tabela 19:** Diferenças salariais de mulheres heterossexuais e homossexuais nos quintis<sup>18</sup>

Modelo	Firpo, Fortin e Lemieux					
	Quartil	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
<b>Diferença</b>						
Predição 1		1,99*	2,97*	4,18*	8,17*	18,36*
Predição 2		2,46*	3,13*	5,37*	12,3*	27,38*
Diferença		0,814*	0,953*	0,785*	0,658*	0,669*
<b>Decomposição</b>						
Explicado		0,85*	0,96*	0,91*	0,831*	0,868*
Não Explicado		0,957*	0,992	0,87*	0,792*	0,77*

\*Significante a 1%.

Pela tabela 10, analisaremos os diferenciais salariais entre as mulheres para os quintis 10, 25, 50, 75 e 90. No quantil 10, em média as heterossexuais ganham em R\$1,99 reais, enquanto as homossexuais ganham R\$2,46, implicando numa diferença de 18,6% a menos para as heterossexuais. Se as mulheres heterossexuais tivessem os mesmos atributos das homossexuais, nesse quantil, receberiam, em média, 15% a menos. De modo que permanece uma diferença não explicada de menos de 4% de diferença salarial horária que é atribuída as homossexuais Ou seja, neste quantil da renda grande parte da diferença salarial é devida as diferenças produtivas.

No quantil 25, em média as heterossexuais ganham R\$2, 79 reais, enquanto as homossexuais ganham R\$3,13, implicando numa diferença de aproximadamente 4,7% a menos para as heterossexuais. Se as mulheres heterossexuais tivessem os mesmos atributos das homossexuais receberiam, em média, 4% a menos. Não há diferença não explicada.

Nos quintis 50, 75 e 90 as heterossexuais continuam recebendo salários menores que as mulheres homossexuais. Nos quintis 50 e 75 a diferença salarial aumenta, de modo que as heterossexuais recebem, aproximadamente, 21,5% e 34,2% a menos que as homossexuais. Se as heterossexuais possuísem os mesmos atributos produtivos das homossexuais, continuariam recebendo menos, aproximadamente 9% e 16,9% a menos. Para o quantil 90, as heterossexuais recebem, em média, aproximadamente 33% a menos que as homossexuais. Se tivessem os mesmos atributos dos homossexuais, receberiam aproximadamente 12,2% a menos.

## 12. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou responder as seguintes questões: (i) se existe discriminação admissional contra casais homossexuais no mercado de trabalho brasileiro? E, (ii) se existe discriminação salarial contra os casais homossexuais?

<sup>18</sup> Os resultados dos coeficientes encontram-se no Apêndice B deste documento.

A primeira pergunta foi respondida através da comparação entre pessoas empregadas formalmente e aquelas que buscam emprego. Os resultados mostraram que existe discriminação admissional contra casais homossexuais no mercado de trabalho brasileiro. Ou seja, se o indivíduo é homossexual, isto afeta negativamente e significativamente a probabilidade deste de estar empregado.

A segunda pergunta foi respondida através da decomposição contrafactual, de Oaxaca-Blinder (1973), Oaxaca e Ransom (1994) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Os resultados mostraram que os homossexuais apresentam salários médios significativamente superiores aos salários dos heterossexuais. E, mesmo ao considerarmos os quintis de renda, os homossexuais permanecem com salários significativamente superiores.

## REFERÊNCIAS B

- Ahmed, A., Andersson, L., & Hammarstedt, M. (2013). Sexual orientation and full-time monthly earnings, by public and private sector: evidence from Swedish register data. *Review of Economics of the Household*, 11(1), 83–108.  
<http://doi.org/10.1007/s11150-012-9158-5>
- Aigner, D. J., & Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 175–187.
- Arabsheibani, G. R., Marin, A., & Wadsworth, J. (2004). In the pink: Homosexual-heterosexual wage differentials in the UK. *International Journal of Manpower*, 25(3/4), 343–354.
- Arrow, K. (1973). The theory of discrimination. *Discrimination in Labor Markets*, 3(10).
- Badgett, M. V. L. (1995). The wage effects of sexual orientation discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, 726–739.
- Bartalotti, O., & Leme, M. C. da S. (2007). Discriminação Salarial Além Da Média: Uma Abordagem De Decomposição Contrafactual Utilizando Regressões Quantílicas. In *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination* (first).
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436–455.
- Blume, L. E. (2005). Learning and statistical discrimination. *American Economic Review*, 118–121.
- Cacciamali, M. C., Tatei, F., & Rosalino, J. W. (2010). Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento E Políticas Públicas*.
- Cain, G. G. (1986). *The economic analysis of labor market discrimination: A survey*. University of Wisconsin--Madison, Institute for Research on Poverty.
- Campante, F. R., Crespo, A. R. V., & Leite, P. G. P. G. (2004). Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Revista Brasileira de Economia*, 58, 185–210. Retrieved from [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402004000200003&nrm=isso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402004000200003&nrm=isso)

- Carvalho, V.P., & Neto, G.B. (2015) Sexo direito e economia: A contribuição de Richard Posner para a questão da homossexualidade. *Revista Jurídica Luso-Brasileira*, 1(1).
- Casari, P., Monsueto, S. E., & Duarte, P. H. E. (2013). IMPACTO DA ORIENTAÇÃO SEXUAL SOBRE O RENDIMENTO DO TRABALHO.
- Corrêa, M. V., Irfi, G., & Sulian, D. (2013). Existe Diferencial Entre Casais Heterossexuais E Homossexuais? Uma Abordagem Para O Mercado De Trabalho Brasileiro. In *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41th Brazilian Economics Meeting]* (p. 20). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Drydakis, N. (2009). Sexual orientation discrimination in the labour market. *Labour Economics*, 16(4), 364–372.
- Drydakis, N. (2012). Men's sexual orientation and job satisfaction. *International Journal of Manpower*, 33(8), 901–917.
- Elmslie, B., & Tebaldi, E. (2007). Sexual orientation and labor market discrimination. *Journal of Labor Research*, 28(3), 436–453.
- Fan, C.S. (2014). *Vanity Economics: An economic exploration of sex, marriage and family*. Cheltenham, Edward Elgar.
- Giuberti, A. C., & Menezes-Filho, N. (2005). Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, 9(3), 369–384.
- Jann, B. (2008). A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. *Stata Journal*, 8(4), 453–479.
- Laurent, T., & Mihoubi, F. (2012). Sexual orientation and wage discrimination in France: The hidden side of the rainbow. *Journal of Labor Research*, 33(4), 487–527.
- Loureiro, P. R. A. (2003). Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, 57(1), 125–157.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 693–709.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 659–661.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Uhr, P., de Abreu, D., Saraiva Frio, G., Zibetti, A., Uhr, Z., & Gallego, J. (2014). Um estudo sobre a discriminação salarial no mercado de trabalho dos administradores do Brasil. *Revista de Economia E Administração*, 13(2).