

Economic Analysis of Law Review

Existe discriminação salarial no mercado de trabalho dos advogados no Brasil? Evidências adicionais.

Is there wage discrimination in the labor market of lawyers in Brazil? Additional Evidence.

Gustavo Saraiva Frio¹
Pontifícia Universidade Católica do Rio
Grande do Sul

Daniel de Abreu Pereira Uhr²
Universidade Federal de Pelotas

Júlia Gallego Ziero Uhr³
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 trimestrais da PNAD-C de 2012 a 2017, 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. Um achado importante está em perceber um aumento da discriminação salarial contra mulheres advogadas conforme aumenta a renda. O artigo ainda testa a robustez dos resultados utilizando a PNAD entre 2002 e 2015.

Palavras-chave: Discriminação. Raça/Gênero. Advogados.

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 and discrimination based on race considering the income distribution of Brazilian lawyers. We used PNAD data from 2012 to 2017 along with Oaxaca-Blinder and Oaxaca-Ransom methods and the Quantile Regression method by Firpo, Fortin and Lemieux. Results show that there is discrimination of gender, race and between income quantiles for the labor market of Brazilian lawyers. One of the main results shows that there is an increase in wage discrimination against women lawyers as income increases. The paper also tests the results using the PNAD data from 2002 to 2015.

Keywords: Discrimination. Race/Gender. Lawyers.

R: 31/07/2017 **A:** 17/11/2017 **P:**30/12/2017

¹ E-mail: Gustavo.frio@gmail.com.

² E-mail: Daniel.uhr@gmail.com.

³ E-mail: zierouhr@gmail.com.

1. Introdução

Um tema relativamente recente na ciência econômica no Brasil é direito e economia, em que a pesquisa se desenvolve na questão da criminalidade (MENEQUIN; BUGARIN; BUGARIN, 2011; SHIKIDA, 2010, 2016), dos contratos (CAMELO; PIRES, 2011; FELÍCIO; SHIKIDA; ROCHA JÚNIOR, 2012; GUARISSE; BECKER, 2011), entre outros tantos temas que envolvem as ciências econômica e jurídica. Assim, a discriminação – já estudada de maneira separada entre ambas as ciências – ganha uma visão de ambas.

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; CAIN, 1977; ARROW, 1973; BECKER, 1957; PHELPS, 1972; SPENCE, 1973) e análises empíricas internacionais (LAURENT; MIHOUBI, 2012, MORA, 2008, VANDENBERGHE, 2011) e nacionais (FERREIRA NETO ET AL., 2012; GIUBERTI; MENEZES-FILHO, 2005). No que tange a discriminação especificamente de profissões, a literatura nacional possui alguns trabalhos (BONINI; POZZOBON, 2016; LOUREIRO; MOREIRA; JÚNIOR, 2016; SOUZA; CÂMARA, 2013; UHR ET AL., 2014)

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 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 e Lemieux (2009). Os dados utilizados serão os da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios Contínua (PNAD-C) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período do primeiro trimestre de 2012 até o primeiro trimestre de 2017.

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 sete 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. A sexta seção é dedicada a análise de robustez dos resultados encontrados anteriormente. 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 Discriminação⁴

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 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

⁴ *Survey* da literatura, ver Cain (1986) e Loureiro (2003).
353

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 WH, 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 Estatística⁵

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 (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.

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

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 para os 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 e 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 Contínua (PNAD-C) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2012 a 2017. Os microdados da PNAD-C são uma importante fonte de informação sobre as condições de vida da população brasileira. A pesquisa é realizada de maneira contínua, como o nome se refere, e trimestralmente visita os mesmos domicílios, por cinco trimestres consecutivos. Assim, é considerada um painel domiciliar. Se salienta à PNAD convencional pelo acompanhamento trimestral, é uma fonte importante de dados para o governo em nível de emprego, por exemplo. A PNAD-C possui menos variáveis que a PNAD, mas ainda assim possui uma amostra maior de advogados e juristas, possibilitando uma melhor análise.

A amostra é composta por homens e mulheres entre 22 e 65 anos, dentro do mercado de advogados e juristas no Brasil. Formamos a idade máxima com base na literatura de economia do capital humano, a idade mínima, por sua vez, foi elaborada com uma idade mínima para que sejam cumpridos os requisitos mínimos para advogar no Brasil (terminar a graduação em direito e passar no exame da Ordem dos Advogados do Brasil). A amostra considera desde autônomos e donos de empresas de advocacia, até funcionários destas empresas. Todos declarados advogados ou juristas.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão
WAGE	Rendimento por hora na atividade principal	22,78	30,88
EXP_MINCER	Experiência Minceriana, em anos	18,13	11,19
EXP_MINCER^2	Experiência Minceriana ao quadrado	454,23	492,22
IDADE	Idade do indivíduo, em anos	39,21	11,20
BRANCO	1 = Pessoas que se declaram brancas ou	0,74	0,44

	amarelas		
HOMEM	0 = Caso contrário	0,26	-
	1 = Homem	0,56	0,5
CASADO	0 = Mulher	0,43	-
	1 = Possui cônjuge	0,69	0,46
EMPREGADOR	0 = Caso contrário	0,31	-
	1 = Dono de empresa c/ funcionários	0,14	0,35
EMPREGADO	1 = Empregado	0,26	0,43
CONTA PRÓPRIA	1 = Conta Própria	0,6	0,49
CAPITAL	1 = Morador da Capital	0,52	0,52
	0 = Caso contrário	0,48	-
METROPOLITANO	1 = Morador de zona metropolitana	0,1	0,31
	0 = Caso contrário	0,9	-
CHEFE DOMICÍLIO	1 = Chefe de Domicílio	0,48	0,5
	0 = Caso contrário	0,52	-
MESTRE	1 = Possui Mestrado	0,02	0,13
	0 = Caso contrário	0,98	-
DOCTORADO	1 = Possui Doutorado	0,01	0,07
	0 = Caso contrário	0,99	-
MAIS DE UM EMPREGO	1 = Possui dois empregos ou mais	0,05	0,23
	0 = Possui apenas um emprego	0,95	-

Fonte: PNADC's entre 2012 e 2017.

A variável wage é o salário por hora dos advogados, deflacionados para o primeiro trimestre 2012⁶. A variável exp é definida pela diferença entre a idade do indivíduo e seu tempo de escolaridade, o resultado é subtraído de 6 (idade que comumente as pessoas começam a estudar).

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 aproximadamente 74% da amostra. Os homens representam 56% da amostra.

A tabela 2 possui as médias dos salários reais dos advogados por gênero e raça, 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. Ela possui a diferença percentual de salários por hora dos grupos, bem como o Teste-t para identificar se as diferenças são significativas.

Tabela 2: Salários reais por hora dos advogados brasileiros

Ano	Homens	Mulheres	Diferença	Brancos	Não brancos	Diferença
2012	26,97	21,72	24,17%*	25,00	23,83	4,9%
2013	26,12	21,61	20,86%*	25,21	21,07	19,64%*

⁶ O índice utilizado para deflacionar os salários foi o IPCA, índice adotado pelo governo como a inflação oficial brasileira.

2014	26,58	20,60	29,02%*	24,57	21,27	15,51%*
2015	24,72	19,30	28,08%*	22,82	18,83	21,18%**
2016	21,70	18,29	18,64%*	20,70	17,84	16,03%*
2017	22,51	18,50	21,67%*	21,73	17,85	21,73%*
2012-2017	24,92	20,06	24,29%*	23,43	20,92	12%*
Observações	12.538	9.837	-	16.576	5.799	-

Nota: Os salários considerados são os rendimentos dos indivíduos divididos pelas horas trabalhadas e estão deflacionados pelo IPCA para o ano 2012. A coluna de Diferença apresenta a diferença salarial em termos percentuais. Utilizamos o Teste-t de diferenças de médias para verificar se tais são estatisticamente significativas, e o (*) mostra que são significativas em 1%, (**) mostra que são significativas em 5%
Fonte: PNADC's entre 2012 e 2017.

De acordo com a Tabela 2 é possível perceber que em nenhum dos anos da pesquisa mulheres ganham mais do que homens. Também não há nenhum ano que não brancos ganhem mais que brancos, mesmo que a diferença de 4,9% em 2012 não seja estatisticamente significativa. Para todo o período, considerando os dados empilhados, os homens ganham, em média, R\$ 24,92 por hora, já as mulheres, R\$ 20,06. Considerando a diferença entre as raças, percebemos que é menor do que a diferença entre gêneros, enquanto, em média, os brancos ganham R\$ 23,43 por hora, a média dos não brancos é de R\$ 20,92. Mesmo a diferença sendo menor que a de gênero, as estatísticas descritivas ainda mostram diferenças salariais entre raças.

Da diferença média, 24,29% é a diferença pró-homens em detrimento das mulheres, enquanto a diferença média entre raças é de 12% no período. A média da diferença salarial entre as raças é puxada pra baixo porque no ano de 2012 a diferença é de menos de 5%.

A Tabela 3 apresenta as diferenças salariais de brancos e não brancos condicionada ao seu sexo. Ainda faz parte de uma análise inicial para entender o diferencial salarial condicionado que será apresentado na seção de resultados.

Tabela 3: Salários reais por hora dos advogados brasileiros por Gênero

Ano	Mulheres		Diferença (%)	Homem		Diferença (%)
	Branca	Não-Branca		Branca	Não-Branca	
2012	21,53	22,47	-4,18%	27,68	24,81	11,57%
2013	22,12	20,01	10,54%	27,63	21,83	26,56%*
2014	21,18	18,69	13,32%*	27,43	24,16	13,53%**
2015	19,04	20,11	-5,32%	25,70	22,04	16,6%*
2016	18,36	18,11	1,38%	22,61	19,43	16,37%*
2017	19,23	16,62	15,7%***	24,00	18,90	26,98%*
2012-2017	20,26	19,43	4,27%	25,97	22,03	17,88%*
Observações	7.371	2.466	-	9.205	3.333	-

Nota: Os salários considerados são os rendimentos dos indivíduos divididos pelas horas trabalhadas e estão deflacionados pelo IPCA para o ano 2012. A coluna de Diferença apresenta a diferença salarial em termos percentuais. Utilizamos o Teste-t de diferenças de médias para verificar se tais são estatisticamente significativas, o (*) mostra que são significativas em 1%, o (**) mostra que são significativas em 5% e o (***) mostra que são significativas em 10%

Fonte: PNADC's entre 2012 e 2017.

Os resultados da Tabela 3 mostram dois fatores importantes quando tratadas apenas as mulheres: primeiro que a diferença de raças geralmente é não significativa, mesmo que para o

período inteiro e segundo que quando as diferenças são significativas são sempre pró-mulheres brancas. Ainda que haja em alguns anos diferenças para as não-brancas, essas diferenças não são estatisticamente significativas.

Ao observar os resultados dos homens, direto percebe-se que as diferenças são sempre favoráveis aos brancos. Ainda que a diferença não seja significativa no primeiro ano da análise, os períodos seguintes mostram que há diferenças e elas são significativas, chegando a uma diferença bruta de R\$ 5,10 no ano de 2017.

4. Métodos⁷

Para identificarmos as diferenças salariais entre os grupos partimos da seguinte relação linear para os salários dos indivíduos:

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

em que o vetor Y apresenta os salários por hora dos advogados em logaritmo natural, e o X é um vetor contendo as variáveis explicativas observáveis do indivíduo, ou seja, utilizamos as variáveis experiência e seu termo quadrado, se é casado, se trabalha em região urbana, se trabalha em região metropolitana ou capital, e as unidades federativa brasileiras. O vetor β contém os parâmetros de inclinação e o intercepto relacionados as variáveis explicativas, e ε é o erro. Os grupos A e B podem ser considerados tanto grupos referentes aos os gêneros, quanto as raças. Segundo o procedimento de decomposição contrafactual de Oaxaca-Blinder, a magnitude da diferença média do nível salarial é dada por:

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

Agora considere um vetor β^* de coeficientes não discriminatórios, se somarmos e subtrairmos tanto $E(X_A)' \beta^*$ quanto $E(X_B)' \beta^*$, e rearranjarmos a equação (2), obtemos:

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

Ou seja, a equação (3) descreve a decomposição conhecida como *two-fold* ($D = Q + U$), em que o primeiro componente é a parte do diferencial salarial que é explicado pelo grupo de diferenças nas variáveis explicativas (Q - *quantity effect*). Já o segundo componente é a parte não explicada (U - *unexplained*). Aquilo que é atribuído a parte não explicada, é considerada como discriminação. Vale considerar que o segundo componente captura todos os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas. Aprofundando a análise, podemos decompor o componente não observado da seguinte forma: $\beta_A = \beta^* + \delta_A$ e $\beta_B = \beta^* + \delta_B$, em que δ_A e δ_B são vetores de parâmetros de discriminação específicos do grupo (discriminação positiva ou negativa, dependendo do sinal). Então, reescrevemos U como:

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

⁷ Para maiores detalhes ver Jann (2008) e Uhr et. al (2014)

A primeira parte mede a discriminação em favor do grupo A, e a segunda parte quantifica a discriminação contra o grupo B⁸.

Oaxaca e Ransom (1994) avançam na análise modificando a equação (3) da seguinte forma:

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

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.

Por fim, 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 γ 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_τ é a população τ -quantilica da distribuição incondicional de Y. Em termos -computacionais, primeiro estima-se a amostra quantílica \widehat{Q}_τ , e estima-se a densidade no ponto através de métodos de kernel. Sejam os coeficientes da regressão quantílica incondicional de cada grupo:

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

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

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

Agora, \widehat{D}^τ 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

⁸ A interpretação depende da hipótese de que não há variáveis não observadas.

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 Lemieux⁹.

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

Modelos	(1)	(2)	(3)
	Brancos	Não Brancos	Empilhado
MESTRADO	0.284*** (0.0520)	0.352*** (0.0948)	0.299*** (0.0456)
DOCTORADO	0.401*** (0.0810)	0.663*** (0.252)	0.438*** (0.0772)
EXP_MINCER	0.0353*** (0.00221)	0.0306*** (0.00371)	0.0338*** (0.00190)
EXP_MINCER^2	-0.000586*** (4.96e-05)	-0.000480*** (8.29e-05)	-0.000556*** (4.27e-05)
CASADO	0.211*** (0.0174)	0.138*** (0.0303)	0.194*** (0.0151)
EMPREGADO	0.0652*** (0.0138)	-0.0438** (0.0223)	0.0377*** (0.0117)
EMPREGADOR	0.430*** (0.0162)	0.390*** (0.0313)	0.422*** (0.0144)
CHEFE_DOM	0.0405*** (0.0155)	0.0576** (0.0282)	0.0446*** (0.0136)
METROPOLITANO	0.0832*** (0.0201)	-0.00324 (0.0343)	0.0630*** (0.0174)
CAPITAL	0.263*** (0.0132)	0.155*** (0.0223)	0.238*** (0.0113)
MAIS DE UM TRABALHO	0.202*** (0.0265)	0.298*** (0.0385)	0.227*** (0.0220)
HOMEM	0.116*** (0.0124)	0.0703*** (0.0207)	0.104*** (0.0106)
BRANCO	-	-	0.0958***

⁹ Devido ao tamanho da tabela, excluímos os coeficientes (não interpretáveis diretamente) do modelo RIF-Reg, deixamos apenas os resultados em exponencial.

			(0.0118)
CONSTANTE	1.792*** (0.0740)	2.051*** (0.0675)	1.825*** (0.0495)
D_UF	SIM	SIM	SIM
R2 Ajustado	0.182	0.162	0.178
Observações	16.576	5.799	22.375
Teste F	99.84	34.18	128,31
Prob>Qui^2	0.00	0.00	0.00

Nota: D_UF refere-se a *dummys* de UF's. Erros robustos entre parênteses. ***p<0,01, **p<0,05 e *p<0,10.

As estimações na Tabela 4 mostram o quanto varia, em porcentagem, os salários dos advogados a cada unidade a mais de variáveis contínuas. Para as variáveis binárias, mostra o quanto possuir a característica (por exemplo, ser branco) varia nos salários.

Advogados com mestrado ganham, em média, 29,9% a mais do que os com graduação. Já os doutores, também comparados ao grupo de referência, ganham 43,8% a mais, média.

A experiência minceriana mostra um aumento médio de 3,38% nos salários no modelo (3) por ano de trabalho a mais. A experiência ao quadrado possui valor negativo, representando retornos marginais decrescentes oriundos da experiência. Em outras palavras, cada ano a mais de experiência gera maiores salários, mas a uma taxa decrescente. Ser o chefe do domicílio também tem impacto positivo sobre os salários, assim como morar na região metropolitana e na capital. Cabe destaque ao fato de, em média, o salário dos brancos ser 9,6% maior do que os autodeclarados pretos, pardos ou índios.

A maioria das variáveis apresentam coeficientes significativos a 1%. O Teste F mostra que o modelo é bem ajustado a um nível de 1% de significância. A amostra é composta por 22.375 advogados, sendo 74,08% da amostra composta por brancos e 33,96% por não brancos.

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.

Tabela 5: Diferenças de Raças

	Oaxaca-Blinder		Oaxaca-Ransom	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
Diferença				
Predição 1	2,831*** (0,01)	16,96*** (0,1)	2,831*** (0,01)	16,96*** (0,1)
Predição 2	2,732*** (0,01)	15,36*** (0,16)	2,732*** (0,01)	15,36*** (0,16)
Diferença	0,099*** (0,01)	1,10*** (0,01)	0,099*** (0,01)	1,10*** (0,01)

Decomposição				
Explicada	0,003 (0,07)	1,003 (0,01)	0,018*** (0,01)	1,02*** (0,01)
Não Explicado	0,096*** (0,01)	1,1*** (0,01)	0,081*** (0,01)	1,084*** (0,01)
Observações	22.375		22.375	

Nota: Erros robustos entre parênteses. ***p<0,01, **p<0,05 e *p<0,10.

Na Tabela 5 tem-se a média da diferença total entre salários de indivíduos brancos e não brancos é de 10% 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 0,3%, porém não significativas. No modelo de Oaxaca-Ransom (1994), estas são de 2% em favor dos brancos, significativo a 1%.

Analisando tanto a metodologia de Oaxaca e Blinder quanto a metodologia de Oaxaca-Ransom, temos que advogados brancos recebem mais que não brancos. No primeiro conjunto de variáveis (*Diferencial*), observamos as predições para cada grupo de raças, a predição um (1) refere-se aos brancos, e a predição dois (2) aos não brancos. Tais predições mostram que a média do logaritmo natural dos salários para os indivíduos brancos é de, aproximadamente 2,83, e para os não brancos de aproximadamente 2,73. A diferença é de 0,099. A segunda coluna apresenta o exponencial dos coeficientes encontrados. Temos que, em média, os advogados brancos ganham aproximadamente R\$16,96 por hora de trabalho, enquanto não brancos recebem R\$15,36. Há uma diferença de, aproximadamente, 10% entre as remunerações dos advogados considerando a diferença de raça. Todos os coeficientes são significativos a um nível de 1% de confiança.

Avaliando a decomposição da diferença da média salarial (Decomposition), temos, para todos os métodos empregados, que a maior parte da diferença salarial é atribuída à fatores inexplicáveis, isto é, à discriminação, a um nível de confiança de 1% para o método de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom. Podemos concluir que, em termos gerais, a diferença salarial entre as raças situa-se próximo de 10%. E que os atributos produtivos são diferentes, em média, favoráveis aos brancos em 1,8% no modelo de Oaxaca-Ransom. Isto é, a diferença salarial é, basicamente, explicada pela discriminação, que representa entre 8,1% e 9,6% da diferença.

A Tabela 6 apresenta o diferencial salarial das raças nos quantis de renda, através do método de *RIF-Regression*. Optamos, por questão de espaço por manter apenas os coeficientes, que são diretamente interpretáveis.

Tabela 6: Diferenças de Raça

Modelo	Firpo, Fortin e Lemieux				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Diferença					
Predição 1	6,82	10,59	16,77	26,84	45,15
Predição 2	6,55	9,87	15,18	24,78	39,64
Diferença	1,045** (0,02)	1,073*** (0,01)	1,114*** (0,01)	1,087*** (0,02)	1,133*** (0,03)

Decomposição					
Explicado	1,017*** (0,01)	1,021*** (0,01)	1,002 (0,01)	1,001 (0,01)	1,02* (0,01)
Não Explicado	1,027 (0,02)	1,051*** (0,01)	1,11*** (0,01)	1,085*** (0,01)	1,112*** (0,02)

Nota: ***p<0,01, **p<0,05 e *p<0,10.

O modelo de Oaxaca-Ransom aplicado aos quantis de renda através da regressão incondicional conhecida como *RIF-Regression* está disposto na Tabela 6. Os resultados da predição 1 são os salários médios dos brancos em cada quintil analisado. Já na predição 2, o salário dos não brancos, que varia entre R\$ 6,55 e R\$ 39,64. O salário dos brancos varia entre R\$ 6,82 e R\$ 45,15.

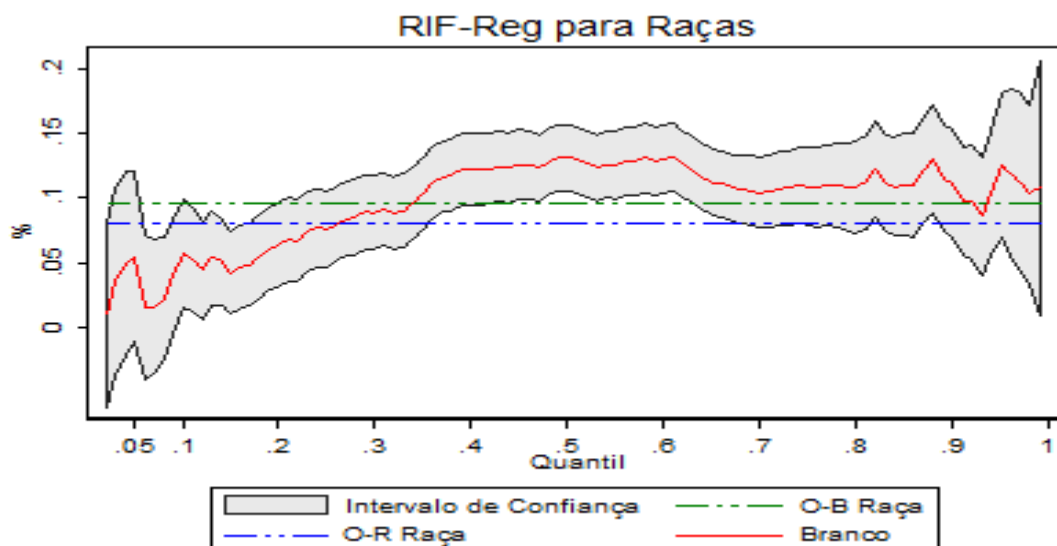
A diferença média entre grupos é significativa a 1% em todos os quintis, exclusive o primeiro – significativa a 5%. A menor diferença total se encontra no primeiro quintil, com diferença de 4,5%. A maior diferença entre os grupos é na cauda superior da renda, com 13,3%, significativa a 1%. Todas as diferenças são favoráveis aos brancos.

A diferença explicada por atributos produtivos, ao contrário da diferença total, tem seu menor valor nos quantis 0.5 e 0.75, com 0,2% e 0,1% de diferença, porém essa diferença não é estatisticamente significativa. Ademais, a diferença varia entre 1,7% no primeiro quintil – significativa a 1% - e 2,1% no segundo, passando por 2% no último quintil (esta última significativa a 10%).

A diferença não explicada pelos fatores produtivos, considerada discriminação na literatura econômica, não é significativa no primeiro quintil. A partir deste ponto a diferença é significativa a 1% e varia entre 5,1% até 11,2%, no último quintil. A discriminação salarial contra não brancos começa a partir do segundo quintil, segundo o modelo.

A Figura 1 apresenta o diferencial salarial atribuído a discriminação ao longo dos percentis de renda. É utilizado o *RIF-Regression* em todos os percentis de renda, seu resultado está em vermelho. A área cinza é o intervalo de confiança. Em azul a parte não explicada do diferencial de Oaxaca-Ransom e em verde, de Oaxaca-Blinder.

Figura 1: Discriminação Salarial de Raças ao longo dos percentis



Fonte: Elaboração Própria

Os resultados da Figura 1 mostram que ainda que até o 10º percentil não haja diferenças significativas não explicadas entre advogados brancos e não brancos, os resultados após esse percentil mostram que as diferenças são crescentes até o 60º percentil, chegando a cerca de 12% de diferença atribuída a discriminação. Após, há uma certa queda, mas ainda mantendo a discriminação significativa.

A diferença não explicada fica maior que em Oaxaca-Ransom a partir do 30º percentil de renda e não volta mais a se igualar a média do modelo, enquanto ultrapassa Oaxaca-Blinder no percentil 35 e volta a se igualar entre o 9º decil e o fim da distribuição.

5.2. Homens e Mulheres

Esta subseção também possui três tabelas. A Tabela 7 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 8 possui a diferença salarial nas médias. A Tabela 9 apresenta as diferenças salariais nos quintis¹⁰.

Tabela 7: Equações Mincerianas para Gêneros

Modelo	(1) Homens	(2) Mulheres	(3) Empilhado
MESTRADO	0.322*** (0.0547)	0.258*** (0.0790)	0.299*** (0.0456)
DOUTORADO	0.538*** (0.0921)	0.269** (0.135)	0.438*** (0.0772)
EXP_MINCER	0.0339*** (0.00259)	0.0345*** (0.00281)	0.0338*** (0.00190)
EXP_MINCER^2	-0.000544***	-0.000594***	-0.000556***

¹⁰ Aqui, devido ao tamanho da tabela, excluímos os resultados de coeficientes. Os resultados estão apenas em exponencial, que são interpretados em porcentagem.

	(5.66e-05)	(6.59e-05)	(4.27e-05)
CASADO	0.182*** (0.0257)	0.182*** (0.0190)	0.194*** (0.0151)
EMPREGADO	0.0690*** (0.0172)	-0.00145 (0.0162)	0.0377*** (0.0117)
EMPREGADOR	0.449*** (0.0179)	0.362*** (0.0241)	0.422*** (0.0144)
CHEFE_DOM	0.0981*** (0.0220)	-0.0152 (0.0185)	0.0446*** (0.0136)
METROPOLITANO	0.0281 (0.0243)	0.111*** (0.0249)	0.0630*** (0.0174)
CAPITAL	0.227*** (0.0154)	0.265*** (0.0169)	0.238*** (0.0113)
BRANCO	0.102*** (0.0154)	0.0846*** (0.0183)	0.0958*** (0.0118)
MAIS DE UM EMPREGO	0.253*** (0.0274)	0.164*** (0.0369)	0.227*** (0.0220)
HOMEM	-	-	0.104*** (0.0106)
CONSTANTE	1.825*** (0.0621)	1.967*** (0.0810)	1.825*** (0.0495)
D_UF	SIM	SIM	SIM
R2 Ajustado	0,184	0,139	0,176
Observações	12.538	9.837	22.375
Teste F	77,47	46,16	128,31
Prob>F	0.00	0.00	0.00

Nota: D_UF refere-se a *dummys* de UF's. Erros robustos entre parênteses. ***p<0,01, **p<0,05 e *p<0,10.

A equação de rendimentos para gêneros é disposta na Tabela 7. As variáveis, em sua maioria, são significativas a 1% ou 5%, excetuando-se mulheres empregadas e chefes de domicílio e homens na região metropolitana. Os modelos também são ajustados a 1%, de acordo com o Teste F. A amostra é composta de 22.375 pessoas, sendo a maioria homens (12.538). Dentre todas as variáveis, cabe destaque a variável binária indicando o gênero, chamada de homem, que mostra que homens recebem, em média, 10,4% a mais que mulheres pelo fato de serem homens (a literatura aponta essa diferença não atribuída a fatores explicativos como discriminação).

As variáveis possuem sinais de coeficientes condizentes com a literatura, mostrando que mestres e doutores ganham mais que graduados. Que a experiência aumenta os rendimentos por ano a mais de experiência, porém a taxas decrescentes – variável exp2 negativa. Ser conta própria recebe menos que ser empregado, exclusive mulheres, ou empregador. Pessoas casadas, chefes de domicílio, que moram em região metropolitana ou capital, recebem mais que seus pares, em situação adversa às citadas.

Os resultados das estimações através do método de Oaxaca-Blinder (1973) e Oaxaca-Ransom (1994) estão dispostos na Tabela 8. Novamente, deve-se ater aos resultados das colunas exp(b), pois estas contêm a diferença percentual de salários entre brancos e não brancos depois das predições. Já os resultados considerando a análise por quintis, Firpo, Fortin e Lemieux (2009), estão na Tabela 8 e todos eles estão em exponencial nesta tabela.

Tabela 8: Diferenças de Gênero

	Oaxaca-Blinder		Oaxaca-Ransom	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
Diferença				
Predição 1	2,89*** (0,01)	17,99*** (0,13)	2,89*** (0,01)	17,99*** (0,13)
Predição 2	2,697*** (0,01)	14,83*** (0,11)	2,697*** (0,01)	14,83*** (0,11)
Diferença	0,193*** (0,0)	1,213*** (0,12)	0,193*** (0,0)	1,213*** (0,12)
Decomposição				
Explicada	0,089*** (0,01)	1,093*** (0,01)	0,105*** (0,01)	1,111*** (0,01)
Não Explicado	0,104*** (0,02)	1,11*** (0,01)	0,087*** (0,01)	1,091*** (0,01)
Observações	22.375		22.375	

Nota: Erros robustos entre parênteses. ***p<0,01, **p<0,05 e *p<0,10. A Tabela 8 mostra as diferenças totais entre gêneros, aproximadamente 21%, nos modelos de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) e Oaxaca e Ransom (1994), significativas a 1%.

Segundo a metodologia de Oaxaca e Blinder, os resultados mostram que, no mercado de trabalho dos advogados, os homens recebem significativamente mais que mulheres. No primeiro conjunto de variáveis temos as predições para cada grupo de gêneros, a predição um (1) refere-se aos homens, e a predição dois (2) as mulheres. Tais predições mostram que a média do logaritmo natural dos salários para os homens é de, aproximadamente 2,89, e para

as mulheres de aproximadamente 2,697, o que resulta numa diferença de aproximadamente 0,193. A segunda coluna, da metodologia de Oaxaca-Blinder, apresenta o exponencial dos coeficientes encontrados. Assim, em média, os homens ganham aproximadamente R\$18 por hora de trabalho, enquanto as mulheres recebem R\$14,85, em média. Ou seja, há uma diferença acima de 21% entre as remunerações dos advogados considerando a diferença de gênero. Cabe destacar que tanto as médias dos salários quanto sua diferença são significativas a um nível de 1% de confiança.

O segundo conjunto de variáveis (Decomposição) é formado pela decomposição da diferença da média salarial em duas partes, a primeira é a parte explicada, entendida como o quanto o grupo com menor média salarial receberia a mais se tivesse a mesma dotação do grupo com média maior, em outras palavras, ajustando os níveis de dotações das mulheres aos dos homens, temos quanto a mais as mulheres ganhariam, já a parte não explicada é aquilo que a literatura associa à discriminação. Os resultados mostram que dos 0,193 da diferença entre os salários médios, 0,089 são devidos às diferenças das dotações. Sendo assim, se as mulheres tivessem os mesmos atributos dos homens, receberiam, em média, 9,3% mais. De modo que ainda permanece uma diferença não explicada de 0,104, que representa 11% de diferença salarial horária que é atribuída à discriminação, de acordo com a metodologia de Oaxaca e Blinder.

Pela metodologia de Oaxaca-Ransom (1994), temos que a parte explicada da decomposição da diferença entre os salários horários médios é 0,105, a um nível de significância de 1%. Isto significa que se as mulheres tivessem os mesmos atributos dos homens, receberiam, em média, 11,1% a mais. Mesmo assim, persiste uma diferença não explicada de 0,087, o que representa uma diferença de 9,1% nos salários que permanece não explicada.

As diferenças por atributos são de 9,3% no modelo de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) e 11,1% no modelo de Oaxaca e Ransom (1994), o que indica que as mulheres no mercado de trabalho possuem atributos produtivos inferiores aos homens. Os resultados corroboram 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 11% e 9,1%, 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 54,4% em Oaxaca-Blinder. Ou seja, ao considerarmos apenas as médias salariais, é possível perceber que ainda há diferença salarial que não é explicada pelos atributos produtivos, podendo ser considerada discriminação.

A Tabela 9 possui as diferenças salariais de renda entre os gêneros divididas em cinco quintis diferentes. Na Tabela 9 estão dispostas, também, as predições salariais para os quintis. Todos os valores estão em exponencial.

Tabela 9: Diferenças de Gênero

Modelo	Firpo, Fortin e Lemieux				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90

Diferença					
Predição 1	7,17	11,24	17,99	28,50	48,42
Predição 2	6,23	9,49	14,88	22,87	37,34
Diferença	1,157*** (0,02)	1,182*** (0,02)	1,208*** (0,02)	1,254*** (0,02)	1,294*** (0,03)
Decomposição					
Explicado	1,075*** (0,01)	1,095*** (0,01)	1,12*** (0,01)	1,126*** (0,01)	1,142*** (0,01)
Não Explicado	1,076*** (0,01)	1,08*** (0,01)	1,079*** (0,01)	1,114*** (0,01)	1,133*** (0,02)

Nota: Erros robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,10$.

Os ganhos médios dos homens no primeiro quintil são de R\$ 7,17 e esse valor aumenta mais de 6 vezes até o último quintil, onde os homens lá postados recebem, em média, R\$ 48,42 por hora trabalhada. É possível perceber que as mulheres recebem sempre menos e que a diferença total de ganhos só aumenta. Elas ganham R\$ 6,23 no primeiro quintil e R\$ 37,34, valor que não chega a 6 vezes mais do que os ganhos delas no primeiro quintil.

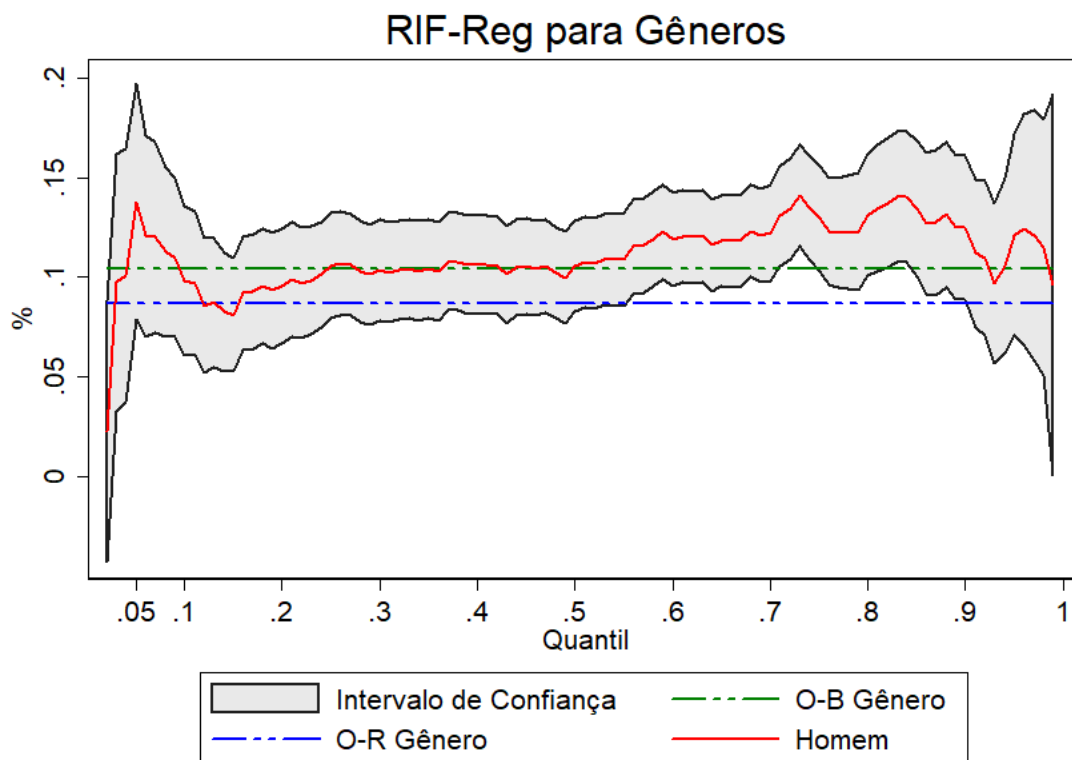
Conforme citado acima, as diferenças vão ficando mais evidentes conforme saímos da cauda inferior da renda para a cauda superior. A diferença total de ganhos é de 15,7% no quintil .1 e de 29,4% no quintil .9, quase o dobro de diferença. Há uma clara relação positiva entre aumento da renda e aumento da diferença salarial.

As diferenças explicadas por atributos, todas significativas a 1%, também vão aumentando gradativamente. Mulheres com os mesmos atributos que os homens, no primeiro quintil, receberiam 7,5% a mais. Já no último quintil, a diferença de atributos produtivos representa uma diferença salarial de 14,2%.

Cabe destaque à discriminação. Tal qual a diferença explicada e a diferença total, ela possui trajetória de crescimento de acordo com o crescimento dos quintis de renda. A diferença atribuída a discriminação é de 7,6% no primeiro quintil. Nos dois quintis seguintes, aproximadamente 8%. No quintil .75 a diferença aumenta 3,4 pontos percentuais, chegando a 11,4%. Para o último quintil, há um aumento de aproximadamente 2 pontos percentuais, fazendo a discriminação chegar a 13,3%. A partir destes resultados, é possível concluir um diferencial produtivo e discriminatório persistente ao longo da distribuição dos salários. Esse diferencial pode ser resolvido, em parte, com melhores incentivos para a capacitação das mulheres juristas e advogadas e, em outra parte, com ações para o combate da discriminação na forma de salários no mercado de advogados e juristas.

A Figura 2 apresenta a estimação de discriminação ao longo da distribuição salarial, estimado pelo modelo RIF-Regression. Destaca-se a importância do uso do modelo nos percentis pelo fato de a distribuição ser homogênea. Além dos resultados, em vermelho, em cinza tem o intervalo de confiança, os resultados em azul e verde são as diferenças não explicadas de Oaxaca-Ransom e Oaxaca-Blinder, respectivamente.

Figura 2: Discriminação Salarial de Gêneros ao longo dos percentis



Fonte: Elaboração Própria

Ainda que nos extremos da distribuição haja um grande intervalo de confiança, por quase toda a amostra é possível afirmar a existência de diferenciais salariais não explicados pró-homens. Essas diferenças se acentuam entre o 10º e 85º percentis, cedendo um pouco após. As elevadas diferenças ficam, em grande parte, próximas das médias estimadas pelos modelos de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom.

6. Robustez

Para a análise de robustez estimamos o modelo minceriano com a base da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios para os anos de 2002 até 2015. Na Tabela 9 é possível ver os resultados para a equação de rendimentos para as raças pelo modelo empilhado. Nesta seção apresentam-se modelos semelhantes aos modelos utilizados anteriormente, justificado pelo fato de testar a robustez para qualificar ainda mais os resultados já apresentados.

O primeiro modelo, é semelhante¹¹ ao modelo utilizado anteriormente. O segundo modelo é idêntico ao primeiro, porém utilizados os pesos amostrais. O terceiro modelo incluímos variáveis que estão presentes apenas na PNAD¹². Esse terceiro modelo nos ajuda a mos-

¹¹A diferença consiste em basicamente: as pessoas que possuem pós-graduação estão concatenadas em apenas uma variável. O mesmo acontece para quem mora na capital ou na região metropolitana.

¹²Ainda que algumas variáveis produtivas como experiência específica (tempo de trabalho na atual empresa) e experiência no mercado de trabalho (idade atual subtraída da idade que começou a trabalhar) estejam presentes apenas na PNAD e não na PNAD-C, a escolha da Contínua se deve ao fato de ter dados mais atualizados e de ser um painel domiciliar.

trar que o diferencial salarial é realmente não explicado, não sendo atrelado a outras variáveis, como experiência no mercado de trabalho (idade menos idade que começou a trabalhar) e experiência no emprego (tempo que está trabalhando no mesmo lugar). No último modelo utilizamos o mesmo modelo (3), mas com variáveis de pseudo-painel conforme o modelo idade-período-coorte (Deaton, 1997; Deaton; Paxson, 1994). Esse modelo retira possíveis falhas do componente de erro, como diferenças de idade que possam fazer a pessoa ter maior produtividade, diferenças de coorte que possam fazer pessoas nascidas em anos diferentes terem hábitos diferentes e problemas de período porque a amostra é composta de pessoas entre 2002 e 2015, podendo haver diferenças de produtividade e ganhos por momentos diferentes da economia.

Tabela 10: Robustez para Raças e Gêneros

	(1)	(2)	(3)	(4)
MESTRE_DOUTOR(A)	0.278*** (0.0333)	0.306*** (0.0422)	0.254*** (0.0332)	0.239*** (0.0330)
EXP_MINCER	0.0302*** (0.00284)	0.0285*** (0.00342)	-	-
EXP_MINCER^2	-0.0004*** (6.57e-05)	-0.0004*** (8.46e-05)	-	-
CASADO	0.194*** (0.0193)	0.189*** (0.0222)	0.222*** (0.0188)	0.193*** (0.0206)
EMPREGADO	0.0293 (0.0187)	0.0420** (0.0209)	0.0250 (0.0186)	0.0264 (0.0186)
EMPREGADOR	0.385*** (0.0229)	0.382*** (0.0268)	0.360*** (0.0230)	0.360*** (0.0229)
CHEFE_DOM	0.212*** (0.0190)	0.207*** (0.0215)	0.238*** (0.0189)	0.222*** (0.0192)
METROPOLITANO	0.283*** (0.0212)	0.297*** (0.0225)	0.289*** (0.0211)	0.280*** (0.0209)
MAIS DE UM EMPREGO	0.145*** (0.0297)	0.145*** (0.0302)	0.142*** (0.0296)	0.150*** (0.0295)
EXP	-	-	0.004*** (0.0008)	-0.01*** (0.00195)
EXP_ESPECÍFICA	-	-	0.0158*** (0.00122)	0.0131*** (0.00125)
HOMEM	0.119*** (0.0172)	0.133*** (0.0196)	0.111*** (0.0172)	0.123*** (0.0171)
BRANCO	0.174*** (0.0201)	0.182*** (0.0231)	0.162*** (0.0201)	0.160*** (0.0200)
CONSTANTE	1.498*** (0.0787)	1.497*** (0.0841)	1.632*** (0.0771)	1.148** (0.540)
D_UF	SIM	SIM	SIM	SIM
D_PSEUDO-PAINEL	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
R2 Ajustado	0,198	0,195	0,201	0,236
Observações	8.732	8.732	8.731	8.731
F	58,19	45,18	59,28	17,92
Prob>F	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: D_UF refere-se a *dummies* de UF's, D_PSEUDO-PAINEL a *dummies* para idade-período-coorte. Erros

robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,10$.

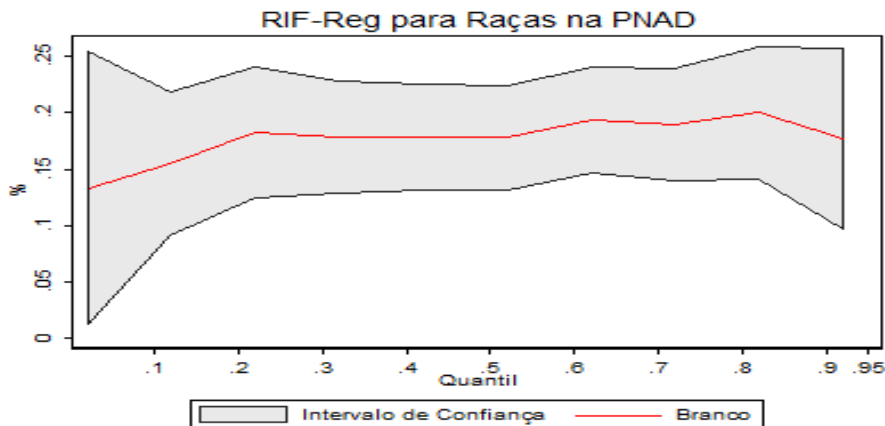
As estatísticas dos quatro modelos mostram que eles são bem ajustados a um nível de 1% de significância. Conforme esperado, pessoas com mestrado ou doutorado recebem mais, em média do que seus pares com graduação.

As variáveis para casamento, chefe de domicílio, morar em região metropolitana e ser empregador possuem efeito significativamente positivo. A experiência tem efeito negativo (resultado estranho à literatura), ainda que seja muito pequeno. A experiência específica, conforme esperado, aumenta os salários a cada ano a mais na empresa.

Cabe o destaque que no modelo da PNAD contínua a diferença era de 9,58% em favor dos brancos. Quando utilizamos a PNAD anual, a diferença varia de 16% a 18,2%, praticamente o dobro. Apesar de ser maior a diferença, o sinal do coeficiente ratifica a presença da discriminação na média.

No caso dos gêneros, a discriminação estimada é de 10,4% no modelo a partir da PNAD-C entre 2012 e 2017. Nos modelos a partir das PNAD's entre 2002 e 2015, a discriminação varia entre 11,1% e 13,3%, bastante próximo do resultado anterior, ainda que seja maior.

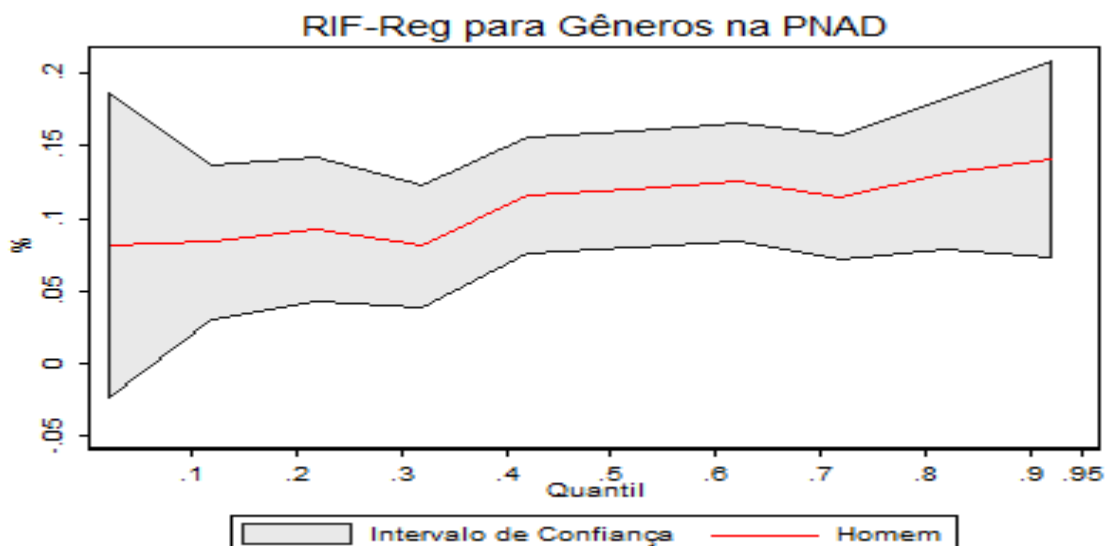
Figura 3: Discriminação Salarial de Raças ao longo dos percentis



Fonte: Elaboração Própria

Tanto quanto nos modelos estimados com a PNAD-C, os modelos estimados com a PNAD anual mostram a presença de discriminação salarial entre brancos e não brancos. Os resultados ainda confirmam que essa discriminação acontece não só na média, mas é consistente em praticamente toda a amostra.

Figura 4: Discriminação Salarial de Gêneros ao longo dos percentis



Fonte: Elaboração Própria

Tanto para a diferença de raças como para a diferença de gêneros, há um evidente crescimento do diferencial salarial não explicado conforme aumentam as rendas das pessoas.

7. 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 deste último 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. Para análise de robustez, analisamos os resultados da equação de rendimentos utilizando efeitos aleatórios e análise gráfica de discriminação de quantis condicionais para comparar com o modelo RIF, que é incondicional.

De forma geral, na análise entre raças, os resultados mostraram que existe discriminação de aproximadamente 9% entre os grupos. Já na análise entre gêneros, em termos gerais, os resultados mostraram que existe discriminação entre 9% e 11,3% entre os grupos. Considerando os quintis de renda, há diferenças não explicadas entre 7,8 e 13,8%, aproximadamente. O uso de regressões quantílicas se mostram importantes porque há heterogeneidade nos salários dos advogados e a discriminação nos quintis variam bastante.

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 PNADC de 2012 a 2017. Nada pode-se afirmar sobre a discriminação racial, porque o trabalho de Loureiro et al. (2011) 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.

8. Referências

- Aigner, D. J.; Cain, G. G. (1977). Statistical Theories Of Discrimination In Labor Markets. *Industrial And Labor Relations Review*, p. 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]. *Anais...Anpec-Associação Nacional Dos Centros De Pósgraduação Em Economia [Brazilian Association Of Graduate Programs In Economics]*.
- Becker, G. S. *The Economics Of Discrimination*. First Ed. [S.L: S.N.].

- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form And Structural Estimates. *Journal Of Human Resources*, 436-455.
- Bonini, P.; Pozzobon, F. (2016). Discriminação Salarial Feminina E O Prêmio Salarial De Ti Na Indústria De Tecnologia Da Região Sul. *Análise Econômica*, 34(66).
- 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*. [S.L.] University Of Wisconsin--Madison, Institute For Research On Poverty.
- Camelo, B.; Pires, M. L. (2011). Estudo Comparativo E Análise Econômica Do Direito Contratual Estadunidense E Brasileiro. *Economic Analysis Of Law Review*, 2(2):321-340, Dez.
- 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.
- Carvalho, A. P. De; Néri, M. C.; Silva, D. B. Do N. (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.
- 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. (2016). Hiato Salarial Entre Homens E Mulheres No Brasil Segundo Condição Migratória: O Mercado De Trabalho É Segregado Ou Discrimina? *Revista Econômica Do Nordeste*, 45(1):120-135,.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis Of Household Surveys: A Microeconometric Approach To Development Policy*. [S.L.] World Bank Publications.
- Deaton, A. S.; Paxson, C. (1994). Saving, Growth, And Aging In Taiwan. In: *Studies In The Economics Of Aging*. [S.L.] University Of Chicago Press. p. 331-362.
- Duncan, O. D.; Duncan, B. (1955). A Methodological Analysis Of Segregation Indexes. *American Sociological Review*. p. 210-217.
- Felício, V. S. D.; Shikida, P. F. A.; Rocha Júnior, W. F. (2012). Avaliação De Contratos Na Agroindústria Canavieira No Paraná: Uma Aplicação Para O Law And Economics. *Economic Analysis Of Law Review*, 3(1):20-39, Jun.
- 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. Et Al. (2008). Diferencial De Salários No Meio Rural Brasileiro: Uma Aplicação Da Decomposição De Oaxaca. 46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil. *Anais...Sociedade Brasileira De Economia, Administracao 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*. [S.L.] 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.
- Guarisse, J. F. M.; Becker, B. B. (2011). O Favorecimento Do Vendedor Em Contratos De Adesão. *Economic Analysis Of Law Review*, 2(1):155-169, Jun.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias As A Specification Error. *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, p. 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.
- 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.; Moreira, T. B. S.; Júnior, A. N. (2016). Discriminação Racial No Mercado De Enfermagem No Brasil: Evidências A Partir De Estimativa De Dados Em Painel. *Análise Econômica*, 34(66).
- 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*, p. 46-72.
- Meneguim, F. B.; Bugarin, M. S.; Bugarin, T. T. S. (2011). Execução Provisória Da Sentença: Uma Análise Econômica Do Processo Penal. *Economic Analysis Of Law Review*, 2(2):204-229, Dez. 2011.
- 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, p. 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.

Rosén, Å. (1997). An Equilibrium Search-Matching Model Of Discrimination. *European Economic Review*, 41(8):1589-1613.

Shikida, P. F. A. (2010). Considerações Sobre A Economia Do Crime No Brasil: Um Sumário De 10 Anos De Pesquisa. *Economic Analysis Of Law Review*, 1(2):318-336.

Shikida, P. F. A. (2016). Economia Do Crime: Uma Análise Sobre A Maioridade Penal A Partir De Detentos Paranaenses/The Economics Of Crime: An Analysis About The Criminal Majority In The Paraná Prisoner Context. *Economic Analysis Of Law Review*, 7(1):249.

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. Et Al. (2014). Um Estudo Sobre A Discriminação Salarial No Mercado De Trabalho Dos Administradores Do Brasil. *Revista De Economia E Administração*, 13(2).

Vandenberghe, V. (2011). Firm - Level Evidence On Gender Wage Discrimination In The Belgian Private Economy. *Labour*, 25(3):330-349.