Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz

Diferenças de rendimento entre os setores de serviços e de indústria no Brasil: uma análise de decomposição a partir dos dados da PNAD

Luciana Pacheco Trindade Lacerda

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2017

Luciana Pacheco Trindade Lacerda
Bacharel em Ciências Econômicas

Diferenças de rendimento entre os setores de serviços e de indústria no Brasil: uma análise de decomposição a partir dos dados da PNAD

Orientador:
Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Lacerda, Luciana Pacheco Trindade

Diferenças de rendimento entre os setores de serviços e de indústria no Brasil: uma análise de decomposição/ Luciana Pacheco Trindade Lacerda. - - Piracicaba, 2017.

68 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Diferencial de rendimento 2. Setor de serviços 3. Setor de indústria 4. Decomposição de Oaxaca-Blinder 5. RIF *regression* L. . I. Título

DEDICATÓRIA

Dedico aos meus pais Ivan e Sandra e às minhas avós Laila e Albertina

AGRADECIMENTO

À Deus agradeço por me dar forças para persistir e seguir em frente.

Agradeço aos meus pais por muitas vezes terem aberto mão dos seus sonhos para que os meus se tornassem possíveis. Ao meu tio Jorge agradeço por sempre estar presente quando precisei. Às minhas irmãs por serem exemplo para mim.

Ao meu orientador, Professor Dr. Alexandre Nunes de Almeida, pela colaboração no desenvolvimento desta dissertação e motivação.

Agradeço também aos membros da banca de qualificação, composta pelos professores Dr. Geraldo Barros e Dr. Sérgio de Zen, do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ), e professor Humberto Spolador pelas grandes contribuições para o aperfeiçoamento desta dissertação.

Agradeço aqueles que fizeram com que o mestrado se tornasse mais leve e compartilharam momentos de conhecimento Diego Botássio, Henrique Maxir, Henrique Gióia, Josimar Gonçalves, Pedro Paiva e Peterson Arias. Agradecimento especial àquelas que se tornaram além de companheiras de sala, Camila Rossi, Júlia Kraemer e Ana Goffredo.

Aos meus amigos do IPEA, com quem compartilhei diariamente momentos de angústia, ansiedade, dúvidas e descontração Alejandro, Beatriz, Carolina, José Bruno, Pedro, Laura e Lucas. Ao Felipe e à Thaís agradeço por serem sempre solícitos e sanarem minhas inúmeras dúvidas. Muito obrigada!

A Rodrigo agradeço o carinho, companheirismo e, principalmente, pela paciência.

A Bia agradeço por me abrigar sempre que precisei.

A Maielli e Aline pela simpatia e por sempre me lembrarem dos prazos e tirarem minhas dúvidas.

Por último, agradeço ao Conselho de Aperfeiçoaento Técnico (Capes) e ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) pelo financiamento.

SUMÁRIO

RESUMO **7**

ABSTRACT **8**

1. INTRODUÇÃO E CONTEXTO **11**

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA **17**

2.1. OS SETORES DE SERVIÇOS E DE INDÚSTRIA 17
2.2. O SETOR DE SERVIÇOS BRASILEIRO 19
2.3. REALOCAÇÃO E MIGRAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO 20
2.4. DETERMINANTES DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS NO MERCADO DE TRABALHO 21
2.5. PRINCIPAIS MÉTODOS UTILIZADOS PARA MENSURAR O DIFERENCIAL SALARIAL 23

3. METODOLOGIA E DADOS **25**

3.1. O MÉTODO DE DECOMPOSIÇÃO SALARIAL OAXACA-BLINDER 25
3.2. DECOMPOSIÇÃO POR *QUANTIL* – RIF 27
3.2.1 1º passo: Reponderação do método proposto por Firpo et al. (2009) *27*
3.2.1. RIF regression *29*
3.3. NATUREZA DOS DADOS 31

4. RESULTADOS **33**

4.1. ASPECTOS GERAIS 33
4.1.1. Estatísticas Descritivas *33*
4.2. TESTES DE MÉDIA 35
4.3. DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS NA MÉDIA DA DISTRIBUIÇÃO 35
4.4. DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS NOS *QUANTIS* DE DISTRIBUIÇÃO 39
4.4.1. Regressão RIF dos quantis incondicionais entre setores *40*

5. TESTES DE ROBUSTEZ **47**

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS **51**

REFERÊNCIAS **53**

RESUMO

Diferenciais de rendimento entre os setores de serviços e de indústria no Brasil: uma análise de decomposição a partir dos dados da PNAD

Este estudo tem como objetivo analisar o diferencial de rendimentos entre os setores de serviços e de indústria no Brasil, nos anos de 2004, 2009 e 2014. As informações foram obtidas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) desses anos. A hipótese central deste estudo é de que existe uma massa de trabalhadores sendo melhor remunerada no setor de serviços vis-à-vis o setor industrial, a qual vai contra a tese de que é na indústria onde estariam as profissões com maior valor agregado. A pesquisa também procura contribuir para a literatura acerca do setor de serviços, considerada escassa devido à heterogeneidade desse setor. Em primeiro momento, procura-se analisar o hiato salarial entre os setores através da decomposição proposta por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Após, utiliza-se o método de regressão RIF (*Recentered Influence Function*) de Firpo *et al.* (2007) com o objetivo de se obter estimativas por *quantis* de renda. Uma análise preliminar da distribuição da massa de salários entre esses dois setores revelou que o setor de serviços se encontra um pouco mais a direita na curva de distribuição, indicando que esse setor possui um número de expressivo de trabalhadores recebendo salários maiores daqueles da indústria. Constatou-se, também, que na decomposição salarial pela média o hiato salarial se mantém favorável aos trabalhadores do setor de serviços nos três anos analisados. No entanto, esse diferencial revelou-se maior em 2004. Apesar disso, a decomposição por *quantis* indicou que o diferencial de renda entre os setores se mantém favorável ao setor de serviços somente para os 75º e 90º *quantis*, contudo, as diferenças observadas nesses *quantis* se revelaram decrescentes na década analisada. O sinal negativo do efeito composição nos *quantis* que o setor de serviços remunera melhor indicou que os indivíduos empregados nesse setor possuem características mais produtivas relacionadas ao mercado de trabalho comparado ao setor de indústria. Já o sinal do efeito estrutura sinalizou que os retornos das características dos trabalhadores do setor de indústria foram menores que o retorno adquirido pelo outro setor. Nos demais *quantis* de renda, o setor de indústria foi o responsável por remunerar melhor os trabalhadores. Somente o 25º *quantil* apresentou crescimento do hiato nesse período. Para ambos os setores, ramos de alta tecnologia remuneram melhor para todos os *quantis*.

Palavras-chave: Diferencial de rendimento; Setor de serviços; Setor de indústria; Decomposição de Oaxaca-Blinder; RIF *regression*

ABSTRACT

Income gap between the service and industry sectors in Brazil: a decomposition analysis based on PNAD data

This study analyzes the income gap between the service and industry sectors in Brazil in the years 2004, 2009 and 2014. The information about these years was obtained from the National Survey by Household Sample (PNAD). The central hypothesis of this study is that there is a mass of workers being better paid in the service sector vis-à-vis the industrial sector, which goes against the well known consensus that the industry's earnings are greater than the service sector because of added value . The research also seeks to contribute to the literature on the service sector, considered scarce due to the heterogeneity of this sector. At first, the focus was the wage gap between sectors through the decomposition proposed by Oaxaca (1973) and Blinder (1973). Afterwards, it was used the RIF (Recentered Influence Function) regression method of Firpo *et al.* (2007) in order to obtain the approximate income proportion. A preliminary analysis of the distribution of the mass of wages between these two sectors revealed that the service sector lies on a little more to the right on the distribution curve, indicating that this sector has a significant number of workers receiving higher wages than those in the industry. It was also observed that in the average wage decomposition the wage gap remained favorable to the service sector workers in the three years analyzed. However, this differential was higher in 2004. It was observed in the wage decomposition, where the wage gap is maintained favorable to the workers of the service sector in the three sectors analyzed. In addition, this differential is more pronounced in the most recent year. In those years, the effect of contributing to the increase of the difference, however, the magnitude is the effect of decreasing. Decomposition by quantiles indicated that the income differential between sectors remained favorable to the services sector only for the 75th and 90th quantiles. The gap observed in these quantiles were decreasing in the analyzed decade. The negative sign of this effect in the quantiles that the services sector pay better indicated that the individuals employed in this sector have more productive characteristics related to the labor market compared to the industry sector. The sign of the structure effect signaled that the returns of the characteristics of the workers of the industry sector were smaller than the return earned by the other sector. In the other quantiles of income, the industry sector was the one responsible for better remunerating the workers. Only the 25th quantil indicated a growth of the hiatus in this period. For both sectors, branches of high technology are better for all quantiles.

Keywords: Income gap; Service and industry sectors; Oaxaca-Blinder decomposition; RIF regression

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Distribuição (%) dos trabalhadores em cada setor por faixas salariais (Salário Mínimo SM) – 2004 e 2014 12

Tabela 2. Distribuição (%) dos trabalhadores em cada setor por faixas de estudo – 2004 e 2014 13

Tabela 3. Estatísticas descritivas: serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014 33

Tabela 4. Teste de média do logaritmo do salário/hora 2004, 2009 e 2014 (em R$*) 35

Tabela 5. Decomposição de Oaxaca-Blinder: diferencial de rendimentos por setor – 2004, 2009 e 2014 (em R$) 36

Tabela 6. Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito composição – 2004, 2009 e 2014 (Em log) 37

Tabela 7. Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log) 38

Tabela 8. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2004 (em R$) 42

Tabela 9. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2009 (em R$) 42

Tabela 10. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2014 (em R$) 43

Tabela 11. Estatísticas descritivas: agricultura, serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014 47

Tabela 12. Proporção de pessoas no setor de agricultura, indústria de serviços – 2004, 2009 e 2014 (em %) 49

Tabela 13. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura, serviços e indústria: diferencial de rendimentos – 2004, 2009 e 2014 (em R$) 49

Tabela 14. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2004 (Em log) 60

Tabela 15. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2009 (Em log) 61

Tabela 16. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2014 (Em log) 62

Tabela 17. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2004 (Em log) 63

Tabela 18. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2009 (Em log) 64

Tabela 19. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2014 (Em log) 65

Tabela 20. Teste de média do logaritmo do salário/hora: agricultura e serviços - 2004, 2009 e 2014 66

Tabela 21. Teste de média do logaritmo do salário/hora: agricultura e indústria - 2004, 2009 e 2014 66

Tabela 22. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura e de serviços: efeito composição e efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log) 67

Tabela 23. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura e de indústria: efeito composição e efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log) 68

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Denominação das variáveis utilizadas no modelo 31

Quadro 2 - Denominações das atividades a partir da CNAE-IBGE 59

1. INTRODUÇÃO E CONTEXTO

Com a maior parte da população brasileira vivendo em áreas urbanas, não é novidade que o setor de serviços venha demonstrando alta capacidade de agregar emprego quando comparado aos setores industrial e agropecuário. Como observado por Pereira *et al.* (2012), o fato do setor terciário ser mais intensivo em trabalho contribui como um dos principais motivos da existência de um processo migratório de mão de obra excedente da indústria para o supracitado setor (SCATOLIN *et al.*, 2007).

Cruz e Santos (2011) enumeram, especificamente, três fatores para essa transição; sendo eles: i) o setor de serviços é composto por um conjunto de bens superiores, o que indica que o aumento da renda per capita levaria a um crescimento mais que proporcional na demanda por serviços e, por esse motivo, a longo prazo, uma parcela maior da renda tenderia a ser alocada neste setor; ii) a indústria é um setor de capital intensivo, o que implica uma realocação de mão de obra deste setor para o de serviços, que é trabalho intensivo, fator também observado por Scatolin *et al.* (2007); e por último iii) ocorre cada vez mais uma terceirização de atividades antes desenvolvidas dentro da indústria e que agora estão sendo terceirizadas[1].

Estatísticas mostram a capacidade do setor terciário de gerar e/ou absorver empregos dos demais setores. Segundo os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD-IBGE) para os anos de 2004 e 2014, é possível observar que o número de pessoas ocupadas formalmente na indústria vem diminuindo (redução de 4,5% na década analisada)[2]. Enquanto esse setor retrai, o número de empregos formais no setor de serviços tem seguido por uma trajetória oposta, com aumentos da sua participação no emprego (crescimento de 38%) e no Produto Interno Bruto (PIB). O setor de indústria registrou queda de 1,2% no acumulado do ano de 2014 comparado à expansão de 0,7% no PIB no setor de serviços nesse mesmo ano (INDICADORES IBGE *apud* IBGE, 2014).

Diante da problemática descrita e pela sua importância econômica, o setor de serviços parece não receber a atenção devida por parte dos pesquisadores (JACINTO e PONTUAL, 2015). Ademais, a literatura é relativamente limitada e a maior parte dos estudos relacionados à produtividade do trabalhador e à geração de emprego e renda está majoritariamente concentrada na indústria pelo fato de ser um setor mais homogêneo, o que torna mais fácil a sua mensuração e conceituação (PEREIRA *et al*, 2012). Por outro lado, já se sabe que a heterogeneidade da mão de obra do setor de serviços é o que garante o dinamismo das economias por permitir absorver um maior contingente de trabalhadores (SILVA *et al.*, 2006; JACINTO e PONTUAL, 2015).

Apesar do setor de serviços ser rotulado por muitos como um setor improdutivo, e pelo fato de ter se expandido a partir da absorção de mão de obra excedente da indústria (KON, 2004; VALOTTO, 2011), os resultados obtidos por Jacinto e Pontual (2015) foram contrários a isto. Para o período de 2002 a 2009, os autores mostram que houve uma evolução positiva da produtividade desse setor em contraste com o mesmo indicador da indústria. Segundo Silva *et al.* (2006), as transformações que estão ocorrendo no setor de serviços são consequência de uma mudança estrutural na produção de bens e serviços destinados ao consumidor final, este passa a incluir também produtos ligados ao consumo intermediário. Ademais, Silva (2009) acrescenta que o avanço da produtividade desse setor se deu pelo fato do mesmo estar se tornando cada vez mais inovador e intensivo em conhecimento devido à informatização e tecnologia da informação (TI).

---

[1]Segundo a Confederação Nacional da Indústria (CNI) "a terceirização é uma forma de organização e gestão do processo produtivo da empresa, que contrata serviços de terceiros...". Empresas de marketing e de assessoria jurídica são exemplos clássicos de terceirização de serviços para a indústria (CRUZ e SANTOS, 2011).

[2]Para o cálculo dessas estatísticas foram consideradas somente pessoas empregadas formalmente no setor de serviços e indústria.

No setor de serviços, evidências mostram também que existe uma massa de trabalhadores bastante significativa auferindo rendimentos maiores do que aqueles alocados no setor industrial[3]. A tabela 1 aponta a distribuição dos rendimentos do trabalho por setor a partir dos dados da PNAD entre 2004 e 2014. Em 2014, o setor de serviços apresentou menor proporção de trabalhadores nas faixas salariais "até ¼ de salário mínimo" frente a indústria. Porém, já nas duas faixas salariais subsequentes, esse setor foi o responsável por empregar a maior proporção de trabalhadores.

A distribuição dos trabalhadores de ambos os setores em 2004 se concentra nas faixas salariais correspondentes a mais de 1 até 2 SM a mais de 3 até 5 SM. Enquanto no ano mais recente, a distribuição de trabalhadores passa a se concentrar somente na faixa de 1 até 2 SM. Observa-se também a redução considerável na proporção de trabalhadores nas faixas a partir de mais de 2 SM. No entanto, a indústria apresentou maior perda de trabalhadores a partir dessas faixas (32,5 p.p). No período analisado, a proporção de pessoas que possuíam os maiores rendimentos caiu cerca de 8,4 p.p na indústria e 9,1 p.p no setor de serviços.

Ocorreu também um crescimento, em ambos os setores, da massa de trabalhadores que auferem mais de ¼ SM a 2 SM. Nessas faixas salariais, o setor de serviços obteve crescimento de 26,1% e passou a empregar 63,1% dos trabalhadores contra 62,4% dos empregados na indústria nessas faixas salariais em 2014. Para as duas maiores faixas salariais, a princípio, os dois setores passam a ter proporção de trabalhadores bastante parecida, se diferenciando a partir da faixa salarial mais de 5 até 7 salários mínimos.

Tabela 1. Distribuição (%) dos trabalhadores em cada setor por faixas salariais (Salário Mínimo SM) – 2004 e 2014

	2004		**2014**		Var. (%) 2014-2004	
	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços
Até ¼ salário mínimo	2,0%	1,1%	2,5%	2,0%	0,5	0,9
Mais de ¼ até ½ salário mínimo	2,2%	2,7%	3,8%	4,5%	1,5	1,9
Mais de ½ até 1 salário mínimo	5,4%	8,0%	16,0%	20,6%	10,6	12,6
Mais de 1 até 2 salários mínimos	20,8%	26,4%	42,7%	38,1%	21,8	11,6
Mais de 2 até 3 salários mínimos	20,8%	17,5%	18,9%	17,1%	-1,9	-0,3
Mais de 3 até 5 salários mínimos	23,3%	19,8%	9,9%	10,3%	-13,4	-9,4
Mais de 5 até 7 salários mínimos	11,3%	10,1%	3,9%	4,6%	-7,4	-5,5
Mais de 7 até 9 salários mínimos	4,4%	3,8%	1,0%	1,3%	-3,3	-2,6
Mais de 9 salários mínimos	9,8%	10,7%	1,5%	1,6%	-8,4	-9,1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD para os anos de 2004 e 2014.
Nota: Inclui trabalhadores formais e informais.

Esses diferenciais de rendimentos observados acima têm como principal causa o nível educacional (LEAL e WERLANG, 1991; FERNANDES, 2002; LANGONI, 2005). Camargo e Serrano (1983) apontam que pessoas com maior escolaridade são mais qualificadas para exercer tarefas mais complexas que, no geral, remuneram mais,

[3] Agricultura, pecuária e atividades florestais não foram objetos de análise do presente estudo.

pois cada ano adicional de estudo aumenta o retorno salarial, incentivando, assim, a busca por qualificação profissional (BECKER e KASSOUF, 2012).

Nesse sentido, além da análise dos trabalhadores por faixa salarial, se faz necessário também uma exposição do nível de educação dos trabalhadores como *proxy* da qualificação. A tabela 2 mostra a distribuição dos trabalhadores nos setores analisados por anos de estudo obtidos a partir da PNAD para os anos de 2004 e 2014. É possível observar que, em 2004, o setor da indústria emprega uma maior proporção de pessoas com até 6 anos de estudo. Já no ano mais recente, o setor de serviços passou a ser o responsável por empregar maior proporção de pessoas até essa faixa de estudo. A diferença entre os setores se acentua na faixa de "15 ou mais anos de estudo", em que, em 2014, o setor de serviços possui 15,2% de pessoas empregadas e a indústria, 9,1%.

Tabela 2. Distribuição (%) dos trabalhadores em cada setor por faixas de estudo – 2004 e 2014

	2004		**2014**		Var. (%) 2014-2004	
Anos de estudo	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços
S/ instrução e menos de 1 ano	5,1%	5,6%	3,6%	4,3%	-1,5	-1,3
2	1,5%	1,6%	0,9%	1,0%	-0,7	-0,6
3	2,5%	2,9%	1,4%	1,6%	-1,1	-1,3
4	4,1%	4,4%	2,3%	2,4%	-1,8	-2,0
5	10,9%	10,1%	7,0%	6,5%	-3,9	-3,7
6	7,3%	6,5%	4,7%	4,7%	-2,6	-1,8
7	4,6%	4,0%	3,4%	3,2%	-1,2	-0,8
8	5,4%	4,7%	3,8%	3,8%	-1,5	-0,9
9	12,9%	10,8%	12,1%	10,1%	-0,8	-0,7
10	4,2%	3,6%	3,7%	3,5%	-0,4	-0,1
11	4,8%	3,9%	4,1%	3,9%	-0,7	0,0
12	28,0%	26,1%	36,3%	31,1%	8,3	5,0
13	1,9%	2,3%	3,5%	3,5%	1,6	1,2
14	1,5%	1,9%	2,0%	2,5%	0,6	0,6
15	1,0%	1,9%	2,1%	2,7%	1,1	0,7
15 ou mais	4,4%	9,7%	9,1%	15,2%	4,7	5,5

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD para os anos de 2004 e 2014.
Nota: Inclui trabalhadores formais e informais.

Na década analisada, a proporção de trabalhadores sem instrução reduziu em ambos os setores; no entanto, na indústria essa redução foi um pouco maior, o equivalente a 1,5 p.p. Ocorreu também nos dois setores uma diminuição da massa de trabalhadores com menos de nove anos de estudo. Em 2004, trabalhadores nessa faixa de estudo totalizaram 41,4% do total de trabalhadores na indústria e 39,8% do total no setor de serviços. Para o ano mais recente, essa proporção passa para 27,1% e 27,5% nos setores de indústria e serviços, respectivamente. Observa-se um aumento, em ambos os setores de trabalhadores mais qualificados.

No setor da indústria, trabalhadores com doze anos de estudo tiveram crescimento de 8,3 p.p, vis à vis o crescimento de 5 p.p de trabalhadores nessa faixa de estudo e empregados no setor de serviços. No ano mais recente, embora a pouca diferença na proporção de trabalhadores com mais de 14 anos de estudos, o setor de serviços é o setor com maior proporção de trabalhadores.

Segundo Gottschalk e Alves (2006), o setor de serviços escolhe pagar melhores salários aos trabalhadores com maior escolaridade (mantendo-os dentro da empresa) do que aqueles que estão há mais tempo na empresa. O

aumento dos anos de estudo torna o indivíduo mais produtivo e, como consequência, auferindo maiores salários (COELHO e CORSEUIL, 2002). Considerando os resultados obtidos nas tabelas 1 e 2 e os observados por Coelho e Corseuil (2002) e por Gottschalk e Alves (2006), essas podem ser potenciais causas para ter mais pessoas auferindo rendimentos maiores no setor de serviços (MELO *et al.*, 1998).

Observa-se, portanto, que o setor econômico em que o trabalhador se insere e a sua escolaridade exercem um impacto no diferencial de salário (KRUEGER e SUMMERS, 1988; PINHEIRO e RAMOS, 1994). Um estudo feito por Du Caju *et al.* (2011) para diferentes setores na Bélgica concluiu que existe um diferencial salarial entre trabalhadores com as mesmas características observáveis, mas empregados em diferentes setores. No Brasil, existe uma vasta literatura sobre diferenciais de rendimentos entre raça e gênero, mas uma que aborde especificamente os diferenciais de rendimentos do setor de serviços com o setor de indústria ainda é limitada (OMETTO *et al.*, 1997; ARAÚJO e RIBEIRO, 2002; O'NEILL, 2003; ATAL *et al.*, 2009; REIS, 2014).

A distribuição de rendimentos do trabalho e a distribuição por faixas de estudo para os setores analisados, como em 2014, obtidas através da PNAD, enfatizam, em um primeiro momento, a hipótese do presente trabalho, isto é, existe uma maior proporção de pessoas nas faixas salariais mais altas no setor de serviços vis à vis a indústria e esse maior rendimento pode ser causado pela maior escolaridade, contradizendo a tese de que o setor industrial (mais produtivo) é o que atrai mais pessoas qualificadas.

O setor agrícola, primário, será excluído da pesquisa, pois a proporção de pessoas empregadas formalmente nesse setor é pequena em relação aos demais setores (IBGE, 2014) e também por terem baixa demanda em relação aos setores secundários e terciários.

A despeito do exposto, os objetivos gerais do trabalho consistem em analisar e estimar o diferencial de salários entre os trabalhadores dos setores de serviços e de indústria no Brasil no período de 2004 a 2014.

A pesquisa se justifica devido ao desempenho crescente do setor de serviços no Brasil, e também pela influência que um determinado setor pode ter sobre o rendimento do trabalhador formal e sobre a economia.

Além disso, existe também um debate na literatura econômica sobre qual metodologia se adequa melhor aos objetivos propostos. Assim, espera-se que este estudo enriqueça a literatura de diferenciais salariais entre setores, bem como a literatura sobre o setor de serviços, ainda escassa no país. A partir dos objetivos gerais, especificamente, pretende-se:

i) Traçar um breve panorama dos setores de serviços e de indústria no que tange à escolaridade, à idade, ao gênero e aos salários dos trabalhadores empregados formalmente no período estudado, 2004, 2009 e 2014, a partir dos microdados da PNAD;
ii) Mensurar o diferencial de rendimento, bem como a contribuição de cada variável; e
iii) Mensurar o diferencial nos setores analisados por *quantis* de renda.

Para isso, foi utilizada, em primeiro momento, a decomposição de Oaxaca-Blinder para analisar o diferencial médio entre o setor de serviços e indústria. Para uma análise mais detalhada, utilizou-se a metodologia RIF (*Recentered Influence Function*), proposta por Firpo *et al.* (2009), que permite examinar o diferencial de renda por setor ao longo da distribuição. Esta última possibilita uma maior robustez das estimativas, caso tenham *outliers*, além de nos dar um panorama mais completo entre as características dos indivíduos devido a sua decomposição por *quantil* de renda (VILELA *et al.*, 2012).

Esta dissertação está organizada como segue. Além desta introdução, a próxima seção apresenta a revisão de literatura. A seção 3 apresenta a metodologia, sendo duas subseções, uma para cada estratégia empírica utilizada. A descrição dos dados que foram utilizados é feita nessa mesma seção. Os resultados são expostos na seção 4 e a

seção. 6 são apresentados os testes de robustez. A seção 6 é dedicada às conclusões. Por último encontram-se as referências bibliográficas e o apêndice

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Os setores de serviços e de indústria

Como é conhecido, o setor de serviços é composto pelos ramos não correspondentes aos setores primário e secundário[4]. Esse fato se torna uma dificuldade para estudos, dado que é um setor que engloba empresas com diversos perfis, desde o comércio e serviço público a saúde e às mais diversas atividades financeiras. Essa heterogeneidade[5] do setor de serviços garante o dinamismo das economias. No entanto, esta mesma heterogeneidade parece criar dificuldades para estudos mais pontuais devido ao ritmo de evolução que é específico de cada ramo (MELO *et al.*, 1998; SILVA *et al.*, 2006; BASTOS *et al.*, 2008; HOEKMAN e MATOO, 2008; JACINTO e PONTUAL, 2015).

Durante muito tempo o setor de serviços foi visto como um setor improdutivo que complementava os demais setores (VALOTTO, 2011; BANCO MUNDIAL *apud* PEREIRA *et al.*, 2012). No entanto, com o decorrer dos anos esse setor passou a ser reconhecido por produzir insumos para o setor industrial, sendo decisivo para o nível de produtividade da indústria. Além disso, existe uma crescente participação dos serviços no PIB de diversos países como Estados Unidos, Japão e Brasil. O crescimento e o desenvolvimento desse setor são diferenciados entre economias desenvolvidas e em desenvolvimento, mas possuem comportamentos semelhantes no que tange à geração de empregos (MELO *et al.*, 1998; BASTOS *et al.,* 2008). Essa crescente participação no emprego e no PIB, somada ao aumento da complexidade de suas atividades, faz com que esse setor ganhe maior importância nos estudos econômicos (KON, 1999; SILVA, 2009; JACINTO e PONTUAL, 2015). A reestruturação desse setor vem ocorrendo desde a década de 1990 de maneira heterogênea, ou seja, ainda existem empresas com características tradicionais.

Apesar disso, Baumol (1967) afirma que o crescimento do setor de serviços seria capaz de reduzir a produtividade da economia, pois embora o setor de serviços seja menos produtivo do que o industrial, os salários possuem uma trajetória semelhante em ambos e tenderiam a crescer de maneira similar também. Isso aumentaria os custos de produção e, consequentemente, o preço final; deste modo, diminuindo a demanda. Assim, quando os salários estivessem muito altos, esses serviços deixariam de existir. Esse processo foi chamado de "doença de custos". Para o Brasil, Melo *et al.* (1998) e Jacinto e Pontual (2015) afirmam que não existem indícios do país ter passado por esse processo durante o período de 1985 a 1995 e 2002 a 2009, respectivamente.

A relação entre os setores de serviços e de indústria vai além da produção de insumos (SILVA *et al.*, 2006). Existe uma relação de causalidade analisada por Bastos *et al.* (2008) para a região Sudeste brasileira, onde conclui-se que os setores possuem uma relação de interdependência no crescimento. No geral, as regiões que mais crescem são as que possuem uma economia com uma combinação de dinamismo dos setores de serviços e industrial. O Rio de Janeiro é um exemplo de Estado com uma combinação desigual do dinamismo desses setores, que possui um setor de serviços especializado, mas o setor industrial é decadente (BASTOS *et al.*, 2008).

A indústria brasileira é um setor que vem perdendo força nas últimas décadas. Apesar de os salários reais terem elevado, os mesmos não vêm sendo acompanhados pela produtividade, fazendo com que o custo da mão-de-

[4] A distinção dos setores da economia em primário, secundário e terciário está associada à Teoria dos três setores está associada a nomes como o de Allan Fisher, Colin Clark e Simon Kuznets (KENESSEY, 1987).

[5] Outros fatores como porte das empresas, remuneração média e intensidade tecnológica podem contribuir para a heterogeneidade do setor de serviços (IBGE, 2016).

obra se eleve. A retração desse setor pode ser vista tanto em total de empregos quanto em número de horas pagas, onde ambos tiveram retração. Já o setor de serviços é o setor que se encontra em melhor situação em comparação com outros setores (IPEA, 2014; IPEA, 2015). As transformações nos setores caracterizam uma reestruturação produtiva que, segundo Kon (2004), devido às constantes crises na economia, fizeram com que o país ficasse atrasado em relação aos países da Ásia. Diante desse cenário, o crescimento do setor de serviços se deu devido ao fato do setor absorver indivíduos que não tiveram oportunidade nos demais setores.

Broadberry e Gupta (2010), em seu estudo para as diferenças de produtividade e desenvolvimento na Índia, afirmam que o setor de serviços vem tendo nível de produtividade do trabalho e participação no emprego crescente quando comparado à agricultura e à indústria. No entanto, de acordo com os autores, esse dinamismo do setor de serviços é explicado historicamente. Ademais, os trabalhadores com maior escolaridade estariam no setor de serviços, motivo que ajudaria a explicar o melhor desempenho desse setor. Já a indústria teria sido prejudicada pelo sistema de castas (WOLCOTT, 2008). Para o caso brasileiro, sob a hipótese de Carvalho e Kupfer (2011), a falta de dinamismo da economia brasileira tem sido refletida na mudança estrutural da indústria.

Contrário a Broadberry e Gupta (2010), Kon (2004) afirma que o setor de serviços foi o setor com maior capacidade de absorção de trabalhadores pouco qualificados, mas mesmo assim dá continuidade ao desenvolvimento através do fornecimento de conhecimento especializado. Jacinto e Pontual (2015) concluem que a produtividade do setor de serviços cresceu mais do que a produtividade do setor de indústria no período de 2002–2009; conclusão similar à observada por Broadberry e Gupta (2010). Para essa análise, os autores consideraram diversas bases de dados devido à especificidade de cada ramo.

Chenery (1960) afirma que o crescimento industrial é um indicador de maior desenvolvimento econômico, ou seja, quanto maior a participação do setor industrial no PIB, mais desenvolvido seria o país. O estudo feito por Pieper (1998) para o período um pouco mais recente, de 1975 a 1993, também observa uma relação positiva entre o desempenho desse setor e o desempenho econômico. Se por um lado a maior participação da indústria está diretamente ligada ao desenvolvimento, por outro, sua retração é associada à desindustrialização.

A questão da desindustrialização é tratada há algumas décadas, mais precisamente no início dos anos 1990, no entanto, o pequeno crescimento da indústria de transformação a partir de 2011 acendeu novamente esse debate. A participação industrial brasileira está longe de se parecer com a da China[6]. As possíveis razões mencionadas por Bonelli *et al.* (2013) para essa perda de dinamismo da indústria são: fraqueza cíclica da indústria na economia global; integração na economia mundial de países com custos de trabalho menores, como China e Índia; e diminuição da participação da indústria no PIB vis à vis o aumento da participação do setor de serviços. Já Pastore *et al.* (2013) atribuem a estagnação da indústria a partir de 2010 a fatores macroeconômicos, como o condicionamento das políticas anticíclicas fiscais e monetárias impulsionadas pela crise de 2008. Parnes e Hartung (2013) acreditam que a falta de competitividade desse setor ajuda a explicar a desaceleração da indústria no período mais recente, dado o aumento do custo unitário em dólares na indústria brasileira, entre os anos de 2005 e 2010, superior ao de outros países. Os autores chamam atenção para o baixo nível de produção da indústria em maio de 2012. Nesse período, essa variável estava abaixo da observada em maio de 2008.

[6] De acordo com Bonelli *et al.* (2013), dentre um grupo de regiões composto por OCDE, Europa Central, América Latina e Ásia esta última é a única região onde não há desindustrialização devido ao desempenho unicamente da China. Vale dizer que, na Europa Central e Oriente Médio a desindustrialização se aplica somente a um grupo de países específicos.

2.2. O setor de serviços brasileiro

Reconhecendo os obstáculos que são encontrados ao pesquisar sobre o setor de serviços, essa seção tem como objetivo sintetizar os principais conceitos e acontecimentos do setor de serviços brasileiro que têm sido responsáveis pelo seu crescimento. Algumas mudanças no perfil desse setor são observadas através dos dados da PNAD.

Segundo o IBGE, o setor de serviços é composto, a partir das contas regionais, por dez ramos, a saber: i) Comércio e Reparação de Veículos, Objetos Pessoais e Domésticos; ii) Alojamento e Alimentação; iii) Transporte e Armazenagens; iv) Comunicação; v) Intermediação Financeira; vi) Atividade Imobiliária, Aluguéis e Serviços Prestados às Empresas; vii) Administração Pública, Defesa e Seguridade Social; viii) Saúde e Educação Mercantis; ix) Outros Serviços Coletivos, Sociais e Pessoais; e x) Serviços Domésticos. Muitas causas podem ser citadas como responsáveis pelo avanço desse setor, no entanto, registre-se que, dado as realidades distintas de cada ramo e a heterogeneidade, não é possível elencar somente um fator como causador do crescimento (SILVA, 2009). Tradicionalmente, esse setor é considerado como desconcentrado, com exceção de algumas atividades que registram maior grau de concentração. Em 2014, transportes (ferroviário e metroviário, dutoviário e aéreo) e correio foram exemplos de atividades consideradas com elevado grau de concentração (IBGE, 2016).

Nesses ramos ocorreram modernizações e reestruturações. Esse processo foi mais intenso nas atividades que de capital intensivo, capazes de gerar encadeamentos estratégicos com outros ramos, e teve destaque nos bancos, nas telecomunicações, nos transportes, comércio e serviços prestados às empresas. No entanto, grande parte das atividades manteve suas características tradicionais, como informalidade e atraso tecnológico (SILVA, 2009; DE NEGRI E KUBOTA, 2006).

A terceirização é apontada como a principal causa para o crescimento dos serviços, que desencadeia, na maioria das vezes, na redução dos custos. Silva (2009) define terceirização como um fenômeno representado, em primeiro momento, pelo crescimento mais que proporcional do setor de serviços em relação aos demais grandes setores da economia. Nesse momento, os demais setores, agricultura e indústria passam a concentrar a produção naquilo que tem maior competitividade. Já a urbanização é apontada como a causa inicial mais importante para esse crescimento. Contudo, o processo de urbanização também contribuiu, mesmo que em proporções diferentes, para o crescimento da indústria e da agricultura. A OECD (2005) *apud* Silva *et al.* (2006) define a crescente importância da globalização em muitos serviços como um dos principais motivos para o bom desempenho do setor de serviços. Com uma mudança no modelo de negócios, as empresas passam a buscar fornecedores especializados, estando estes no país de origem ou no exterior. Desta forma, fatores como mudanças tecnológicas são os responsáveis por intensificar essa dinâmica e espera-se, devido a isso, um crescimento do comércio exterior.

A distribuição regional desse setor é considerada desigual. A partir dos dados da Pesquisa Anual de Serviços (PAS-IBGE) de 2002, Gottschalk e Alves (2002) encontraram que 61,5% do pessoal ocupado no setor de serviços está na região Sudeste, seguido da região Sul com apenas 16,2%. Consequentemente, são essas as regiões com os maiores montantes de salários pagos. Em 2013, essa relação se manteve e as regiões Sudeste e Sul permaneceram sendo as regiões com as maiores proporções de pessoal ocupado no setor de serviços (59% e 16%, respectivamente)[7] (PAS-IBGE, 2016). Esse acontecimento é capaz de justificar parte do argumento exposto acima, que atribui a urbanização como causadora inicial do crescimento do setor de serviços, tendo em vista que a região

[7] Com relação às demais regiões, em 2013 a região Norte foi responsável por empregar 3% do pessoal ocupado no setor de serviços. Já o Nordeste e Centro-Oeste empregaram 15,5% e 6,6%, respectivamente (PAS-IBGE, 2016).

Sudeste possui o maior índice de urbanização e a região Sul o terceiro maior índice de urbanização[8] (ALVES e MARRA, 2009).

Os dados da PNAD apontam crescimento do salário médio de 9,6% entre 2004 e 2014. Aliado ao crescimento do salário é possível observar a ampliação no número de pessoas empregadas nesse setor no mesmo período (cerca de 25%). Esse acontecimento, somado a evolução de 11% do número de empregados no setor de indústria, corrobora com a hipótese da terceirização como causa do crescimento no setor de serviços. Com relação ao gênero, também nesse período, o setor de serviços manteve praticamente inalterada a sua composição, em 2004 era composto 54% por homens e em 2014 essa proporção reduziu somente 1 p.p. No entanto, se em 2004 esse setor possuía a maioria de trabalhadores brancos, em 2014, isso se reverte e 55% dos trabalhadores empregados são não brancos.

Ao contrário da maioria das atividades de serviços, existem atividades mais relacionadas com o contexto de inovação. Essas atividades são caracterizadas como Serviços Intensivos em Conhecimento (SIC), da tradução de *Knowledge-Intensive Business Services* (Kibs)[9]. Enquanto as demais atividades do setor de serviços se caracterizam por gerar pouco valor, empregar mão de obra pouco qualificada e por terem menos tecnologia, os SIC são caracterizados por: i) terem participação expressiva no valor adicionado; ii) empregarem pessoas com alta qualificação; iii) fornecerem tecnologias de informação e; iv) possibilitarem desenvolvimento de estratégia de aprendizado via relação com outros setores (FREIRE, 2006). A partir da CNAE para as atividades definidas por Freire (2006), como SIC, observa-se que essas atividades cresceram um pouco mais do que o setor de serviços como um todo no período analisado. Os dados da PNAD revelam crescimento de 26% dessas atividades entre 2004 e 2014.

Identifica-se, então, o setor de serviços como cada vez mais intensivo em conhecimento e esse é o motivo que faz com que o mesmo forneça insumos para inovação da produção, tanto para a indústria quanto para o próprio setor de serviços, se tornando relevante no crescimento da economia e na geração de emprego. Nesse sentido, um país que deseja maiores níveis de desenvolvimento, melhores condições de vida e competitividade não pode alcançá-lo sem um setor de serviços dinâmico e bem estruturado (KUBOTA, 2006). Os argumentos tratados e as características expostas a partir da PNAD revelam mudanças no perfil do setor de serviços na década analisada. Devido às suas características multiplicadoras, a expansão dos SIC pode ser vista como um dos responsáveis pela mudança de rótulo do setor de serviços (KUBOTA, 2006).

2.3. Realocação e migração no mercado de trabalho

No mercado de trabalho brasileiro, pessoas estão sendo empregadas e desempregadas a todo o momento. A forma com que são criados e destruídos empregos em cada setor não ocorre de maneira uniforme devido às especificidades de cada um (CORSEUIL e SERVO, 2006). A indústria é o setor que possui a maioria dos trabalhadores formal. Já no setor de serviços o peso do emprego informal aumenta consideravelmente, o que faz, dentre outros fatores, com que o impacto na criação e destruição de empregos ocorra de forma diferente entre eles (AMORIM *et al.*, 2006).

[8] Segundo Alves e Marra (2009), o índice de urbanização é dado pela razão entre população rural e o total da população da região.

[9] Segundo a definição da OECD (2006), os SIC são difusores de conhecimento que possuem a capacidade de influenciar no desenvolvimento individual de organizações. Serviços como tecnologia da informação e comunicação, pesquisa e desenvolvimento e serviços financeiros são alguns exemplos típicos de SIC.

Esse processo de realocação também está relacionado com a forma com que a empresa se comporta mediante aos choques como mudanças no ambiente competitivo e abertura econômica, por exemplo. Esse comportamento varia de acordo com a tecnologia e abrangência do choque (CORSEUIL *et al.*, 2006).

Independente do setor analisado, a realocação do emprego formal é bastante alta no Brasil e grande parte dessa realocação é explicada pelo nascimento ou morte de novas firmas (Amorim *et al.,* 2006). Amorim *et al.* observaram que, dentre os setores com taxas acima da média de criação e destruição de emprego para o Brasil, encontram-se setores de construção e comércio. Enquanto o comércio apresentou crescimento do emprego formal entre 1991 e 2000, o setor de construção civil foi o setor que mais destruiu empregos no período. Os dois maiores setores da economia - a indústria e os serviços - tiveram taxas próximas da média.

Além dos fatores mencionados acima, Cruz e Santos (2011) destacam que o fluxo a realocação de mão de obra do setor de indústria para outros setores, como o de serviços, ocorre devido o primeiro setor ser intensivo em capital e, pressupõe-se, ser o de maior produtividade. A terceirização dos serviços, que também é responsável pela realocação entre setores, acontece pelo fato de grande parte das atividades desenvolvidas na própria indústria serem repassadas para empresas características do setor de serviços.

Kaldor (1957) já indicava essa absorção de mão de obra do setor de serviços como causa do processo de desindustrialização. Esse processo foi denominado como a perda de participação da indústria no emprego total (ROWTHORN; RAMASWANY, 1999). A reestruturação nas cadeias produtivas, onde o crescimento do setor de serviços se dá através da absorção de mão de obra oriunda da indústria, gera também questionamentos mais atuais sobre o processo de desindustrialização no Brasil (KON 2004; CRUZ e SANTOS, 2011).

Scatolin *et al.* (2007) e Tregenna (2008) também definem desindustrialização como uma situação em que, além da redução do emprego industrial como proporção do emprego total, o valor adicionado também seria impactado negativamente na proporção do PIB.

2.4. Determinantes do diferencial de rendimentos no mercado de trabalho

O mercado de trabalho como um todo possui características como o diferencial de salário. De uma maneira geral, os diferenciais salariais dependem de características produtivas, experiência, escolaridade, região, postos ocupados, gênero e cor (OMETTO et al., 1999; ARAÚJO e RIBEIRO, 2002; COELHO e CORSEUIL, 2002; O'NEILL, 2003; LOVELL, 2006; VAZ e HOFFMANN, 2007; BECKER e KASSOUF, 2012; VILELA et al., 2012; REIS, 2014; JESUS, 2015).

Estudos nesse sentido, como o de Araújo e Ribeiro (2002) e Ometto et al. (1997), captaram o diferencial de rendimento entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro e concluíram que o salário masculino é sempre superior ao feminino. A conclusão obtida no estudo de O'Neill (2003) vai de encontro aos resultados obtidos por Araújo e Ribeiro (2002), constatado o fato de que seria pouco provável que os salários de homens e mulheres fossem iguais e que essas diferenças seriam explicadas por elementos não discriminatórios que tendem a diminuir no futuro. Já Ometto et al. (1997) concluíram que no que tange ao diferencial por gênero, políticas que objetivem superar a diferença salarial através do estímulo à maior escolaridade podem não ter os resultados esperados, dado que o diferencial não é explicado somente pela qualificação. Nesse sentido, essas políticas devem se concentrar em critérios de seleção que diferencie os trabalhadores a partir, especificamente, do gênero.

Ainda sobre o diferencial de rendimentos entre gêneros, existem evidências para os países mais ricos de que o diferencial salarial diminui à medida que ocorre um aumento do desenvolvimento econômico

(OOSTENDORP, 2009). Ao analisar oito países10 industrializados, Blau e Kahn (1992) concluem que os diferenciais de rendimentos persistem em todos os países analisados, variando de um país para o outro. Dentre os países analisados, os Estados Unidos possuem o maior nível de desigualdade salarial por gênero, tendo um aumento entre as décadas de 1970 e 1980, período em o país se recuperava da guerra. Fields e Wolff (1995), em seu estudo sobre diferenças de gênero para Inglaterra, afirmam que é esperado encontrar diferenças menores entre setores que possuem maiores taxas de crescimento do emprego.

Para o Brasil, Arabsheibani et al. (2003) afirmam que ocorreu diminuição do diferencial salarial entre homens e mulheres para o período de 1988 a 1998. Essa diminuição poderia estar associada à diminuição da inflação e capital humano. Outro fator que poderia enfatizar esse diferencial está no fato de as mulheres levarem em conta, no momento da procura por emprego, fatores como filhos e o lar. Dessa forma, as mulheres investiriam menos em educação, o que levaria os homens em posições mais bem pagas. No entanto, para a cidade de São Paulo, o estudo feito por Lovell (2006), mostra que independente de raça, as mulheres que se encontram no mercado de trabalho possuem maiores níveis de educação do que os homens, nesse sentido, como já observado por Ometto et al. (1999), há indícios de que o diferencial não é explicado somente pela qualificação, havendo também, fatores discriminatórios.

Vaz e Hoffmann (2007) aprofundaram sua pesquisa nos diferenciais entre funcionários públicos e privados no setor de serviços e concluíram que, apesar de os trabalhadores em serviços do setor privado formal terem aumentado o seu nível educacional, isso não impediu que o rendimento médio não diminuísse a partir de 1998. Além disso, os empregados do setor privado são, em média, mais jovens e menos qualificados do que os empregados no setor público. O fato de ingressarem jovens no mercado de trabalho contribui para o menor rendimento do setor privado. No entanto, o que vem chamando atenção é que indivíduos igualmente produtivos recebem rendimentos diferentes e são avaliados por fatores não produtivos como gênero e cor, por exemplo (VAZ e HOFFMANN, 2007). Nesse sentido, Krueger e Summers (1988) concluíram que o tipo de setor em que trabalhadores igualmente produtivos se inserem exerce um impacto no diferencial de salário, mesmo após o controle de variáveis como capital humano e outras características específicas.

Essa mesma conclusão foi obtida por Du Caju et al. (2011) para a Bélgica no período de 1999 a 2005, onde foram analisadas as diferenças salariais entre setores e concluíram que existe um diferencial salarial entre trabalhadores com as mesmas características observáveis, mas empregados em diferentes setores. Porém, segundo Coelho e Corseuil (2002), com o aumento dos anos de estudo, o indivíduo se torna mais produtivo, o que acarretaria aumento da remuneração. Assim, diferenciais na escolaridade explicitam diferenciais de rendimentos.

Pinheiro e Ramos (1994) afirmam que existe uma grande dispersão dos salários entre setores, que persiste mesmo após o controle das características da ocupação. No entanto, aparentemente existem pessoas igualmente qualificadas recebendo remunerações diferentes. A estrutura de salários brasileira, mesmo depois do controle das características do trabalhador e da ocupação, é muito similar com a estrutura norte-americana. Sacconato e Menezes-Filho (2005) concluem, a partir do estudo de vinte e nove subsetores11 para o Brasil e Estados Unidos, que, após o controle dessas mesmas variáveis, o Brasil possui uma desigualdade instável, vis à vis aos Estados Unidos.

---

[10]Dentre os países analisados por Blau e Kahn (1992) estão Alemanha, Reino Unido, Estados Unidos, Áustria, Suíça, Suécia, Noruega e Austrália.

[11]Foram analisados vinte e nove subsetores. Sendo somente três ligados ao setor agropecuário. São alguns deles: horticultura, indústria metalúrgica, indústria de construção, extração mineral, lojas de departamento, serviços de limpeza, comunicações e telefonia, serviços de ensino, serviços odontológicos, bancos e financeiras.

Apesar do estudo de Saschida et al. (2004) não tratar diretamente de diferencial de rendimentos, ele agrega para o atual estudo pois investiga a existência de um viés que prejudica a estimação da equação de salários e, consequentemente, gera um viés do retorno em escolaridade. Conclui-se então que, de fato, existe um viés que compromete a estimação da equação de rendimentos por método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Além disso, um indivíduo com maior renda e escolaridade estaria mais propenso em investir em educação.

A partir das literaturas citadas nessa subseção, observa-se que os estudos sobre as variáveis que impactam no rendimento do trabalhador são amplos. Ademais, através do exposto não é possível concluir, de fato, o impacto que uma determinada variável tem sobre o diferencial de salários, pois apesar de serem repetitivos em muitos estudos, em alguns casos não há consenso de como esse fator impacta o diferencial (KASSOUF, 2012; VILELA et al., 2012; REIS, 2014; JESUS, 2015). O objetivo é mostrar além das possíveis causas do diferencial de rendimento que não se pode atribuir a uma única variável a causa desse diferencial.

A maioria dos estudos que analisam o hiato salarial dos setores teve como objetivo mostrar esse diferencial de rendimento como causa de determinada variável nos setores do mercado de trabalho. Como visto anteriormente, muitos estudos atribuem como causa do diferencial de rendimentos a variável de gênero. Mas estudos que tenham como variável de interesse o rendimento a partir de um setor econômico especifico em que o indivíduo trabalha ainda são escassos, inclusive na literatura internacional.

2.5. Principais métodos utilizados para mensurar o diferencial salarial

A maioria dos estudos aplicados sobre a determinação de salários para o Brasil se fundamenta na estimação de modelos de regressão baseados em equações de salários estabelecidas a partir da teoria do capital humano de Mincer (1974)[12]. Neste caso, o hiato salarial entre os setores de serviços e de indústria seria identificado através da estimação de uma única equação de salários com uma *dummy* indicadora de setor. No entanto, o coeficiente da variável para indústria seria capaz de captar somente a parte do diferencial não explicado pelas características individuais dos trabalhadores (BARBOSA *et al.*, 2013). Como exposto em Barbosa *et al.* (2013), ao menos dois problemas podem ser citados, a saber: i) o vetor de todos os outros coeficientes da equação será idêntico nos dois setores; e ii) a variável *dummy* que representa o setor pode ser endógena, ou seja, a escolha do setor que o indivíduo trabalha pode ter sido determinado por variáveis não observadas.

Quando duas regressões são estimadas separadamente, uma para cada setor, por exemplo, as diferenças entre as características dos trabalhadores de cada setor são levadas em conta. O modelo desenvolvido por Oaxaca (1973) e Blinder (1973) utiliza o MQO com base nas equações mincerianas para cada grupo (MEIRELES, 2014). Esse método decompõe a diferença de resultados das equações de cada grupo em duas partes, em que uma delas é responsável por explicar a diferença nas médias das características individuais e de mercado de trabalho e a segunda se dá pelas diferenças no rendimento das características observadas dos indivíduos que se encontram em grupos distintos (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973).

Segundo Ñopo (2008), a decomposição de Oaxaca-Blinder tende a superestimar a parcela não explicada do diferencial. Partindo desse problema, a decomposição salarial de Ñopo surge como uma extensão ao método de Oaxaca-Blinder ao considerar a técnica do *Propensity Score Matching* (PSM), pois identifica grupos que

[12] Essa teoria considera que escolaridade e experiência são variáveis fundamentais para explicar os rendimentos. Ao considerar diferentes níveis de escolaridade e experiência em uma função de salários observou-se que essas variáveis possuem retornos decrescentes e, a medida que, o capital humano se deprecia através do envelhecimento do trabalhador, o salário, após atingir o nível máximo, tende a diminuir.

possuem a mesma distribuição, se diferenciando somente pela exposição ou não ao tratamento (MIZALA *et al.*, 2011). Britto e Waltenberg (2014) indicam que este método possui melhor aderência no momento em que considera as diferenças nas distribuições das características dos indivíduos através de um modelo não paramétrico. Essa decomposição considera os salários esperados dos trabalhadores dos grupos dentro e fora do suporte comum[13], ao passo que a decomposição de Oaxaca-Blinder leva em conta os trabalhadores somente dentro do suporte comum. Na metodologia de Ñopo o cálculo do hiato ocorre a partir i) do valor esperado dos ganhos condicional às características observáveis ligadas a essa remuneração; e ii) da função de distribuição acumulada das características observáveis, dado que o indivíduo pertence ao grupo 0 e dado que o indivíduo pertence ao grupo 1. Esses grupos também são denominados grupos de controle e de tratamento, respectivamente. No entanto, possivelmente o suporte da distribuição será diferente entre os grupos, sendo necessário a desagregação em quatro termos: i) indivíduos pertencentes ao grupo 0 dentro do suporte comum; ii) indivíduos pertencentes ao grupo fora do suporte comum; iii) indivíduos pertencentes ao grupo 1 dentro do suporte comum; e iv) indivíduos pertencentes ao grupo 1 fora do suporte comum).

Os dois métodos apresentados anteriormente têm como universo de análise a comparação entre os salários observados apenas para os trabalhadores que já estão inseridos no mercado de trabalho, sem considerar os desocupados (BARBOSA *et al.*, 2013). Esse viés de seleção pode surgir, segundo Heckman (1979), pois os indivíduos podem ter escolhido (ou terem sido escolhidos para) trabalhar em um determinado setor, o que faz com que a alocação no mercado de trabalho ocorra de forma não aleatória. Esse fato gera um viés de seleção e diferenciais de rendimentos estimados sem a correção desse viés geram estimativas viesadas (BARBOSA *et al.*, 2013). Dessa forma, o modelo de seleção amostra de Heckman é considerado o mais adequado para estimar equações de rendimentos do tipo mincerianas, pois trata o problema de viés de seleção que geralmente a estimação por MQO apresenta (PEREIRA e OLIVEIRA, 2012).

Outro problema que pode surgir ao estimar as equações de rendimento é que as variáveis de controle podem ter um comportamento específico em cada ponto da distribuição de salários. A fim de contornar esse problema, a metodologia proposta por Firpo *et al.* (2007) é capaz de estimar em dois estágios o hiato salarial por *quantil* de renda. Esse método torna possível a estimação do contrafactual e a decomposição dos efeitos para outras estatísticas além da média e os efeitos parciais de mudanças na distribuição de cada variável de controle, dada a distribuição estatística de interesse em cada *quantil* a ser analisado. A distribuição quantílica incondicional será decomposta em duas partes, tendo como ponto de partida também as equações mincerianas de rendimento, assim como os demais métodos expostos nessa seção.

[13]O conjunto de indivíduos fora do suporte comum é composto por pessoas do grupo 0 com características que não podem ser pareadas com as características das pessoas do grupo 1 e vice-versa (Britto e Waltenberg, 2014).

3. METODOLOGIA E DADOS

Como já mencionado, esta dissertação tem como objetivo mensurar os diferenciais de rendimento entre os setores de serviços e de indústria no Brasil. Serão utilizados dados da PNAD para os anos de 2004, 2009 e 2014. As metodologias utilizadas serão a decomposição salarial de Oaxaca-Blinder e, a regressão quantílica incondicional, desenvolvida mais recentemente por Firpo *et al.* (2007).

Oaxaca (1973) e Blinder (1973) decompõem, após as estimativas obtidas por MQO, o diferencial do rendimento em duas parcelas, efeito composição do salário (*explicado)* e efeito estrutura do salário (*não explicado)*. O componente *explicado* corresponde às diferenças nos rendimentos decorrentes a atributos de produtividade. Enquanto o componente *não explicado* corresponde às diferenças de retorno às características entre os grupos. Esse último efeito também é reconhecido por muitos como discriminação.

Já a decomposição por *quantil* de Firpo *et al.* (2007) contorna algumas limitações observadas na decomposição de Oaxaca e Blinder como, por exemplo, dividir os dois efeitos para estatísticas além da média. Mais especificamente, a decomposição elaborada por Firpo *et al.* (2009) se baseia na abordagem de Oaxaca-Blinder. No entanto, essa técnica possui a vantagem de ser capaz de separar os efeitos composição (relacionado às variáveis explicativas) e estrutura da variável de interesse para qualquer estatística e não apenas para a média. Também é possível observar o comportamento de cada covariável ao longo de toda distribuição. Esse procedimento pode ser dividido em duas etapas: reponderação e RIF *regression*. Em resumo, são calculados os fatores de ponderação para a estimativa do contrafactual, que ocorre através de uma estimação dos *propensity scores*. A estimação do contrafactual ocorre de maneira não paramétrica. Por último, são estimadas covariáveis a partir da regressão quantílica incondicional da função influência recentrada (RIF). A variável dependente Y é substituída pelo valor estimado do RIF para que seja possível obter o efeito marginal de uma mudança na distribuição de X. Essas etapas são detalhadas na seção 3.2.

As próximas duas subseções auxiliam na compreensão dessas estratégias empíricas. A seção 3.3 apresenta as variáveis selecionadas e os ajustes feitos para a obtenção da amostra final.

3.1. O método de decomposição salarial Oaxaca-Blinder

A decomposição salarial Oaxaca (1973) Blinder (1973) requer a estimativa de regressão linear das equações de rendimentos de cada grupo. A partir dessas estimativas, para cada grupo é possível decompor o diferencial de rendimentos em dois componentes, o *explicado* e o *não explicado*. O componente *explicado* (*efeito* das médias) é composto pela diferença das médias das características (observáveis) relacionadas ao mercado de trabalho dos dois setores, enquanto, o efeito *não explicado*, também conhecido como *efeito estrutura* ou *efeito de parâmetros* equivale a diferença nos efeitos que as características produtivas têm sobre a remuneração dos trabalhadores dos dois grupos. Essa diferença será dada pela subtração dos coeficientes estimados dos dois grupos, no que tange ao intercepto e declividade da função e capta a diferença de características observáveis.

Dado dois grupos de trabalhadores, um composto por trabalhadores do setor de serviços ($T = 1$) e outro composto por trabalhadores do setor de indústria ($T = 0$), para um trabalhador i, o logaritmo do rendimento (Y_i) será definido por:

$$Y_i = Y_{1i}.T_i + Y_{0i}.(1 - T_i)$$

Em que:

$T_i = 1$ se o indivíduo está empregado no setor de serviços;

$T_i = 0$ se o indivíduo está empregado no setor de indústria;

Y_{1i} é o rendimento do indivíduo i no setor de serviços; e

Y_{0i} é o rendimento do indivíduo i no setor de indústria.

Assim como o modelo de determinação de rendimentos de Mincer (1974), a decomposição de Oaxaca e Blinder considera que a expectativa condicional do rendimento dado as características dos trabalhadores como linear. Assim:

$$E[Y_{ti}|X] = X_i\beta_t + \varepsilon_{ti}$$

Onde:

X_i é o vetor de características do trabalhador i que determinam o salário para o setor T= 0, 1; β é o vetor de parâmetros; e

ε_i é o termo de erro.

O último termo é o responsável por abranger as características não observáveis dos trabalhadores.

É possível, então, estimar equações de rendimentos para cada grupo separadamente. As equações de salários para cada grupo são especificadas para trabalhadores do setor de serviços e no setor de indústria, respectivamente por:

$$\bar{Y}_1 = \hat{\beta}_1\bar{X}_1$$

$$\bar{\bar{Y}}_0 = \hat{\beta}_0\bar{X}_0 \tag{1}$$

Após a estimação das equações de salários, para cada grupo, a diferença do resultado médio entre os dois setores pode ser definida a partir de:

$$\begin{aligned} \Delta_0^\mu = \bar{Y}_0 - \bar{Y}_1 &= E[E(Y|X, T = 0)] - E[E(Y|X, T = 1)] \\ &= E[Y|T = 0] - E[Y|T = 1] \end{aligned} \tag{2}$$

A partir do desenvolvimento da expressão (2) e supondo linearidade e independência condicional, $E[\varepsilon_T|T = t] = 0$, devido a $E[\varepsilon_T|X, T = t] = 0$, e somando e subtraindo o rendimento do grupo 0 quando os trabalhadores tiverem o mesmo retorno às características observadas do outro grupo, $E[X|T = 1]\beta_1$:

$$\begin{aligned} \Delta_0^\mu &= E[X|T = 1]\beta_0 - E[X|T = 1]\beta_1 + E[X|T = 0]\beta_0 - E[X|T = 1]\beta_0 \\ &= E[X|T = 1](\beta_0 - \beta_1) + (E[X|T = 0] - E[X|T = 1])\beta_0 \\ &= \Delta_X^\mu + \Delta_S^\mu \end{aligned} \tag{3}$$

O primeiro termo é definido como componente explicado e indica a diferença entre o rendimento médio dos grupos em relação às características no mercado de trabalho. Enquanto o segundo termo sinaliza a diferença nos efeitos que as características produtivas exercem sobre o rendimento dos indivíduos dos dois setores. Blinder (1973) sintetiza que o primeiro termo é "atribuído ao rendimento" e o segundo termo é "atribuído aos coeficientes".

Os efeitos podem ser obtidos então a partir de:

$$\Delta_X^\mu = \sum_{k=1}^{K} E[X^k|T = 0] - E[X^k|T = 1]\beta_{0,k} \tag{4}$$

e

$$\Delta_S^\mu = \sum_{k=1}^{K} E[X^k|T = 1](\beta_{0,k} - \beta_{1,k}) \tag{5}$$

De maneira análoga a (3), a decomposição[14] de Oaxaca-Blinder pode ser obtida partir de:

$$\bar{Y}_0 - \bar{Y}_1 = (\bar{X}_0 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_0 + (\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1)\bar{X}_1 \quad (6)$$

Onde o primeiro termo do lado direito mensura o diferencial de rendimento que é explicado pelas características observáveis dos trabalhadores nos setores de serviços e de indústria, ou seja, é o *efeito explicado*. E o segundo termo indica o efeito *não explicado*, que estima o diferencial no rendimento decorrente dos efeitos que as características têm sobre cada setor. Em estudos sobre raça e gênero esse termo é, em geral, denominado como discriminação (JESUS, 2015), pois reflete as diferenças no rendimento entre indivíduos com as mesmas características, diferenciados somente pelo setor.

Uma das limitações desse modelo, além das que serão analisadas a seguir, é que a discriminação só será exata se a equação de regressão incluir todas as variáveis relevantes associadas às capacidades produtivas dos indivíduos. Segundo Farlie (2005), existe uma dificuldade em mensurar essa parcela.

3.2. Decomposição por *quantil* – RIF

Apesar de se basear na decomposição de Oaxaca-Blinder, o RIF possui a vantagem de ser capaz de separar os efeitos composição (relacionado às variáveis explicativas) e o estrutura da variável de interesse para qualquer estatística e não apenas para a média, como apresentado na seção 3.2.2. A partir disso, é possível dizer que o efeito estrutura indica como a distribuição condicional, $F(Y|X)$[15], muda ao longo do tempo. Já o efeito estrutura na decomposição de Oaxaca-Blinder considera apenas mudanças na média condicional $E(Y|X)$. Em síntese, essa metodologia calcula o *propensity score*, a partir da reponderação proposta por Firpo, Fortin e Liemeux (FFL), após o cálculo das probabilidades de cada grupo obtidas no *propensity score* são reponderadas e usadas para a estimação da regressão RIF. Essa regressão considera os *quantis* de renda e substitui a variável dependente pelo valor estimado do RIF. Os passos dessa metodologia encontram-se descritos nas próximas subseções.

3.2.1 1º passo: Reponderação do método proposto por Firpo *et al*. (2009)

Sendo v uma função da distribuição condicional conjunta de $(Y_1, Y_0|T)$, a diferença dos v's entre os dois grupos é chamada de diferencial médio salarial e é determinado a partir da distribuição estatística de v:

$$\begin{aligned} \Delta_0^v &= v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1}) \\ &= v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) + v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1}) \end{aligned} \quad (7)$$

É possível que X seja distribuído de maneira desigual entre os grupos. Por esse motivo, o diferencial médio salarial é decomposto em duas partes, como indicado na segunda linha da equação acima.

Onde:

$\Delta_S^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0})$ indica o efeito da diferença na estrutura do salário; e

[14] Registre-se que em (6) o efeito composição é ponderado pelas médias das características dos trabalhadores do setor de serviços e o efeito estrutura é ponderado pelos coeficientes estimados do setor de indústria. A escolha entre a equação (6) e a equação $\bar{Y}_0 - \bar{Y}_1 = (\bar{X}_0 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_1 + (\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1)\bar{X}_1$ altera o resultado da decomposição.

[15] É importante ressaltar que essa distribuição pode ser a média, variância e Gini, enquanto a decomposição de Oaxaca-Blinder considera somente a média, como exposto em Firpo *et al.* (2007).

$\Delta_X^v = v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$ indica o efeito composição[16], que corresponde ao efeito na mudança na distribuição de (X, ε), mantendo o efeito estrutura constante.

Os termos $(F_{Y_1|T=1})$ e $(F_{Y_0|T=0})$ podem ser obtidos, no geral, sem maiores problemas. A metodologia FFL consegue obter o contrafactual $v(F_{Y_1|T=0})$, que é composto pela estrutura salarial dos indivíduos empregados no setor de indústria, mas com distribuição observada e não observada de características dos indivíduos empregados no setor de serviços. A contribuição da FFL se encontra então em estimar de forma não paramétrica este contrafactual. Além de permitir a separação do efeito total em efeito estrutura e efeito composição, é possível obter as estimativas para qualquer estatística de interesse, não se limitando a média, como na decomposição Oaxaca-Blinder.

A decomposição do diferencial de rendimentos nos dois componentes apresentados e os parâmetros da distribuição contrafactual são obtidos por reponderação (FIRPO *et al.*, 2007). O fator reponderação é expresso por:

$$\omega_1(T) \equiv \frac{T}{\hat{p}} \qquad \omega_0(T) \equiv \frac{1-T}{1-\hat{p}} \qquad \omega_C(T,X) \equiv \left(\frac{\hat{p}(X)}{1-\hat{p}(X)}\right).\left(\frac{1-T}{\hat{p}}\right) \tag{8}$$

Em que: $\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^{N} T_i}{N}$

Já $\omega_1(T)$, $\omega_0(T)$ e $\omega_C(T,X)$ indicam o fator de ponderação para o grupo 1 (setor de serviços), grupo 0 (setor de indústria) e do contrafactual. O estimador da probabilidade verdadeira de um indivíduo i trabalhar no setor de serviços é definido como $\hat{p}(.)$ e a probabilidade condicional de um indivíduo i dado um vetor de características observáveis, em que $X = x$, é $p(x) = Pr[T = 1|X = x]$. Esse procedimento é usualmente conhecido como *propensity score*.

O fator de ponderação $\omega_1(T)$ é capaz de alterar a distribuição marginal de Y em características da distribuição condicional de $(Y_1|T = 1)$ e $\omega_0(T)$ pode alterar a distribuição marginal de Y em características da distribuição condicional de $(Y_0|T = 0)$. Já $\omega_C(T)$ altera a distribuição marginal de Y em características da distribuição contrafactual $(Y_0|T = 1)$.

A fim de os pesos somarem um, adota-se o procedimento de normalização:

$$\begin{aligned}
\widehat{\omega}_1^*(T_i) &= \frac{\widehat{\omega_1}(T_i)}{\sum_{j=1}^{N}\widehat{\omega_1}(T_j)} = \frac{T_i}{N.\hat{p}}, \\
\widehat{\omega}_0^*(T_i) &= \frac{\widehat{\omega_0}(T_i)}{\sum_{j=1}^{N}\widehat{\omega_1}(T_j)} = \frac{1-T_i}{N.(1-\hat{p})}, \\
\widehat{\omega}_C^*(T_i, X_i) &= \frac{\widehat{\omega_C}(T_i)}{\sum_{j=1}^{N}\widehat{\omega_1}(T_j)} = \frac{(1-T_i).\left(\frac{\hat{p}(X_i)}{1-\hat{p}(X_i)}\right)}{\sum_{j=1}^{N}(1-T_j).\left(\frac{\hat{p}(X_j)}{1-\hat{p}(X_j)}\right)}.
\end{aligned} \tag{9}$$

Para a estimação do *propensity score* são feitas duas suposições:

i) Ignorabilidade: Assume que a distribuição dos fatores explicativos não observáveis na determinação do salário é a mesma entre os grupos $(T = 1, 0)$ e independe da participação no grupo; e

ii) Suporte comum: Supõe um suporte comum (sobreposição) das características observáveis entre os grupos, de forma que só é observada entre os indivíduos do grupo 1 (setor de serviços).

[16] Segundo Firpo *et al.* (2007), o efeito composição indica o efeito das mudanças na distribuição de $(X, \varepsilon)|\, T = 1$ para $(X, \varepsilon)|\, T = 0$.

O processo de reponderação dá resultados mais consistentes, pois tornam as estimativas sensíveis às mudanças na distribuição. O próximo passo dessa metodologia consiste na estimativa de cada covariável ao longo da distribuição para os efeitos de estrutura salarial e composição a partir da regressão quantílica incondicional da função influência recentrada (RIF) proposta por Firpo *et al.* (2009).

3.2.1. RIF regression

Esse passo do procedimento calcula os efeitos parciais de mudanças na distribuição de cada covariável, dada a distribuição estatística de interesse em cada *quantil* a ser analisado.

A função de influência recentrada (RIF) é definida por $RIF(y;v) = v(F) + IF(y;v)$. Onde $v(F)$ é uma função geral e $IF(y;v)$ corresponde a função de influência do rendimento y para a estatística de distribuição de interesse $v(F)$.

Se $v_t = v(F_t)$ e $v_C = v(F_C)$, em que os subscritos t e C indicam, respectivamente, a exposição ou não ao tratamento e o contrafactual, pode-se então definir as estatísticas da distribuição v_1, v_0 e v_C em termos de expectativas do $RIF(y;v)$. Assim:

$$v_t = E[RIF(y_t;v)|T = t], t = 0,1 \qquad v_C = E[RIF(y_0;v)|T = t] \tag{10}$$

Usando a lei das expectativas iteradas, a distribuição estatística pode ser expressa em termos de expectativas condicionais da função de influência recentrada e se apresenta como uma especificação linear equivalente à regressão MQO (MEIRELES, 2014):

$$v(F) = E[RIF(y;v)|X = x] = X\gamma \tag{11}$$

Segundo Firpo *et al.* (2009), γ é denominado parâmetro de interesse e pode ser estimado por MQO.

Após a estimação dos parâmetros de interesse, temos os efeitos estrutura e composição considerando a ponderação:

$$\hat{\Delta}_S^v = \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_1^*(T_i).X_i\right).(\hat{\gamma}_1^v - \hat{\gamma}_C^v) \qquad \hat{\Delta}_X^v = \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_1^*(T_i).X_i\right).\hat{\gamma}_C^v - \sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_0^*(T_i).X_i).\hat{\gamma}_0^v \tag{12}$$

Reescrevendo o efeito composição tem-se que:

$\hat{\Delta}_X^v = (\sum_{i=1}^{N}(\widehat{\omega}_1^*(T_i) - \widehat{\omega}_0^*(T_i)).X_i).\hat{\gamma}_0^v + \hat{R}^v$,

Em que:

$\hat{R}^v = \sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_1^*(T_i).X_i).(\hat{\gamma}_1^v - \hat{\gamma}_C^v)$ é uma aproximação do erro, que generaliza a decomposição de Oaxaca-Blinder para qualquer distribuição estatística.

Para a análise no quantil, a função de influência $IF(y;\ q_\tau)$ é dada por $q_\tau + \frac{\tau - 1\{y \le q_\tau\}}{f_{y(q_\tau)}}$.

Onde:

$1\{.\}$ é uma função indicadora;

$f_y(.)$ é a densidade da distribuição marginal de y; e

q_τ é a população τ no *quantil* da distribuição incondicional de y.

A análise feita nesse estudo ocorre em torno da mediana. Nesse sentido, a função de influência da mediana será dada por:

$$IF(y;me) = \frac{(\frac{1}{2} - \Pi\{y \leq me\})}{f(me)}$$

Sendo o *quantil* a estatística de interesse, o $RIF\ (y;me)$ será definido por:

$$RIF(y;me) = me + \frac{(\frac{1}{2} - \Pi\{y \leq me\})}{f(me)} \tag{13}$$

A decomposição da mediana ocorre em dois estágios. Primeiro as estimativas de $me_t, T = 0,1$ eme_C são obtidas através da reponderação:

$$me_t = \arg\ min_q \sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_t(T_i).|Y_i - q|, t = 0,1$$

e

$$me_C = \arg\ min_q \sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_C(T_i).|Y_i - q|$$

Os estimadores para os diferenciais salariais são obtidos então por:

$$\hat{\Delta}_O^{me} = \widehat{me}_1 - \widehat{me}_0; \qquad \hat{\Delta}_S^{me} = \widehat{me}_1 - \widehat{me}_C \quad \text{e} \quad \hat{\Delta}_X^{me} = \widehat{me}_C - \widehat{me}_0 \tag{14}$$

O segundo estágio consiste em estimar as regressões RIF. Os autores Firpo *et al* (2007) ressaltam que primeiramente deve-se estimar as regressões RIF em cada *quantil* $\widehat{me}_\tau$ e estimar a densidade do quantil amostral nesse ponto ($\hat{f}(\widehat{me}_t)$) através da densidade de Kernel. Por exemplo, para o *quantil* de $Y_i|T = 1,$ o valor estimado será obtido a partir da seguinte equação:

$$\widehat{RIF}(y;me_1) = \widehat{me}_1 + \hat{f}_1(\widehat{me}_1)^{-1}.(\frac{1}{2} - 1\{Y \leq \widehat{me}_1\}) \tag{15}$$

Em que:

$\hat{f}_1(.)$é o estimador consistente para a densidade de $Y_1|T = 1, \hat{f}_1(.)$

Após esse procedimento, as regressões RIF são estimadas substituindo a variável dependente Y pelo valor estimado do $\widehat{RIF}(y, me_t)$. Dessa forma, os coeficientes de regressão podem ser expressos por:

$$\hat{\gamma}_t^{me} = \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_t(T_i)\, X_i X_i'\right)^{-1} . \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_t(T_i)\, X_i \widehat{RIF}(Y_i, me_t)\right), \qquad t = 0,1 \tag{16}$$

$$\hat{\gamma}_C^{me} = \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_C(T_i, X_i)\, X_i X_i'\right)^{-1} . \left(\sum_{i=1}^{N} \widehat{\omega}_C(T_i, X_i)\, X_i \widehat{RIF}(Y_i, me_C)\right) \tag{17}$$

Por fim, os coeficientes das equações (16) e (17) refletem o efeito marginal de uma mudança na distribuição de X sobre a estatística de interesse, definida como me, nos *quantis*. A decomposição quantílica incondicional em dois efeitos é expressa como se segue:

$$\hat{\Delta}_S^{me} = E[X, T = 1]^{\mathbf{T}}.\hat{\gamma}_1^{me} - \hat{\gamma}_C^{me} \tag{18}$$

$$\hat{\Delta}_X^{me} = E[X, T = 1]^{\mathbf{T}} - E[X, T = 0]^{\mathbf{T}}.\hat{\gamma}_1^{me} - \hat{R}^{me} \tag{19}$$

Onde:

$\hat{R}^{me} = E[X|T = 1]^{\mathbf{T}}.\hat{\gamma}_C^{me} - \hat{\gamma}_0^{me}$

Na equação (18), o termo $\hat{\Delta}_S^{me}$ indica o efeito estrutura salarial. Esse efeito representa os diferenciais de rendimentos entre setores que ocorrem devido às diferenças de retornos das características no mercado de trabalho. Já $\hat{\Delta}_X^{me}$ indica o efeito composição, que se refere aos diferenciais de rendimentos entre setores que ocorrem devido às características do indivíduo.

3.3. Natureza dos dados

A PNAD é uma pesquisa amostral de suma importância para o acompanhamento de diversas variáveis devido a sua abrangência e periodicidade anual (PNAD-IBGE). No entanto, pela sua natureza de coleta e cortes seccionais, não é possível acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo, impedindo que análises quanto à heterogeneidade não observada como, por exemplo, motivação, habilidades inatas, etc., entre os indivíduos sejam controladas. Ademais, mesmo se tratando de uma pesquisa anual, a variável que indica rendimento sinaliza o rendimento recebido no mês de referência da pesquisa (sempre no mês de setembro dos anos não censitários). Outro aspecto com relação ao rendimento é que existem evidências que quanto maior for o rendimento, maior será a subestimação do seu valor. No entanto, esse problema pode ser minimizado ao incluir na análise somente trabalhadores formais (ROCHA, 2003).

As variáveis utilizadas nos modelos estimados são apresentadas no quadro a seguir. São elas: setor de atividade do trabalho principal (indústria e serviços)[17], região, faixas de estudo, filhos, raça, gênero, experiência[18], experiência ao quadrado e tecnologia do setor[19]. Todas essas variáveis são disponibilizadas anualmente, exceto em anos de censo demográfico, através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD–IBGE).

Como o objetivo do trabalho é obter o diferencial de rendimento entre os indivíduos que trabalham no setor de serviços e na indústria, essa variável dependente será o logaritmo natural do rendimento mensal por hora trabalhada, também extraída dessa pesquisa. Somente informações sobre o trabalho principal foram consideradas.

Quadro 1 - Denominação das variáveis utilizadas no modelo

(continua)

Variável dependente	
Ln salário/hora	Logaritmo natural do rendimento por hora trabalhada, obtido através da divisão do rendimento mensal do trabalho principal (v9532) e horas trabalhadas semanalmente (v9058)
Variáveis explicativas	
Dummies Região	Sudeste = 1; 0 caso contrário (c.c)
	Nordeste = 1; 0c.c

[17] O setor de atividade do trabalho principal foi criado a partir da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE-IBGE). O setor de indústria é composto pelas atividades com códigos entre 15010 a 41000 e o setor de serviços incluiu os códigos 50010 a 64020, 65000 a 74090 e 90000 a 93092 e 99000. Vale ressaltar que as atividades relacionadas à agricultura, construção, serviços domésticos, administração pública e atividades mal definidas não foram consideradas no estudo.

[18] Essa variável foi obtida a partir da *proxy* definida por Mincer (1974).

[19] Essa variável foi criada a partir da CNAE-IBGE.

Quadro 2 - Denominação das variáveis utilizadas no modelo

(conclusão)

	Centro-Oeste = 1; 0c.c
	Sul = 1; 0 caso contrário
Dummies Faixas de Estudo	se ensino fundamental = 1; 0 c.c
	se ensino médio = 1; 0 c.c
	se ensino superior = 1; 0 c.c
	Pós Graduação[20] = 1; 0 caso c.c
Filhos	Indica o número de filhos do indivíduo
Dummy Raça	Raça = 1 se o indivíduo é branco; 0c.c
Dummy Gênero	Gênero = 1 se o indivíduo é homem; 0c.c
Dummy Experiência	(idade-educação-6)
Dummy Experiência^2	Experiência ao quadrado
Dummy Tecnologia	Tecnologia = 1 se a CNAE referente ao setor é considerada de alta tecnologia[21].

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE.

A partir das amostras das PNAD's, serão feitas algumas restrições. Primeiramente, apenas pessoas ocupadas no setor de serviços ou na indústria serão consideradas, portanto, sem aquelas que estão no setor agropecuário. Com relação à condição na unidade familiar, serão excluídos das amostras agregados, pensionistas, empregados domésticos e parentes do empregado doméstico para fins de evitar dupla contagem.

Tendo em vista que o setor de serviços possui um alto índice de informalidade quando comparado à indústria foram considerados na análise somente trabalhadores formais. Existem diversos conceitos de formalidade do mercado de trabalho (CORSEUIL *et al.*, 2015), então optou-se pelo conceito que inclui nessa categoria os empregados com carteira assinada, os empregadores e os trabalhadores por conta própria que contribuem para Previdência Social[22]. Pessoas que não declararam raça e com experiência negativa foram excluídas da amostra.

[20] Para identificar os indivíduos que possuem Mestrado ou Doutorado, utilizaram-se as variáveis v4703 e v0607 para anos anteriores a 2007; e v4803 e v6007 para anos mais recentes simultaneamente. Para as demais faixas de estudo somente v4703 ou v4803 foi utilizada. Indivíduos sem instrução foram omitidos do modelo.

[21] Para a construção dessa variável utilizou-se como base a análise feita por Dias (2013). Considerou-se atividades de alta tecnologia as CNAE três dígitos: 210, 220, 230, 240, 250, 290, 300, 310, 320, 330, 340, 350, 640, 650, 660, 670, 700, 720, 730, 740, 800 e 920. A descrição de cada atividade se encontra no apêndice.

[22] Para isso foram utilizadas as variáveis v0711 e v9059.

4. RESULTADOS

4.1. Aspectos gerais

4.1.1. Estatísticas Descritivas

Para análise a seguir foram coletadas as informações com base nos microdados da PNAD para os anos de 2004, 2009 e 2014, formando, assim, três *cross-sections*.

Foram consideradas pessoas ocupadas formalmente no trabalho principal no setor de indústria e no setor de serviços, entre 10 e 64 anos de idade e com rendimento e experiência positivos. Informações de Código Nacional de Atividade Econômica (CNAE-IBGE), rendimento, horas semanais trabalhadas no trabalho principal, raça e gênero não definidos foram excluídos. Pessoas que se autodeclararam indígenas também foram excluídas da amostra. Amostra final é composta por um total de 89.141 observações em 2004, 96.043 em 2009 e 92.489 em 2014.

Para uma melhor representação das informações, se deve levar em conta o desenho amostral da pesquisa, por esse motivo as informações foram reponderadas pelos respectivos pesos amostrais, equivalendo, assim, a 41.160.646 observações em 2004, em que 10.540.120 são trabalhadores do setor de indústria e 30.620.526 são trabalhadores do setor de serviços. Para 2009, a análise é composta por 11.539.567 no setor de indústria e 35.261.667, totalizando 46.801.234 observações. Por fim, o ano de 2014 contou com 51.978.266 observações, divididas em 10.941.423 e 41.036.843 trabalhadores do setor de indústria e serviços, respectivamente.

Pela abertura da tabela 3, é possível observar, através da amostra expandida, que o número de ocupados formalmente no setor de indústria teve crescimento de apenas 3,8% no período analisado. Em contrapartida, o número de trabalhadores no setor de serviços teve crescimento de 34% entre 2004 e 2014. Nota-se, assim, que o setor de indústria está perdendo participação no mercado de trabalho formal para o setor de serviços.

Tabela 3. Estatísticas descritivas: serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014

(continua)

	2004		2009		2014	
	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços	Indústria	Serviços
Rendimento Mensal (R$)*	1208,00	1242,85	1402,95	1408,79	1706,21	1718,62
Rendimento/hora (R$)*	6,59	7,14	7,74	8,18	9,60	10,24
Percentis						
Rendimento Mensal (R$)*						
10	164,35	172,54	239,93	253,39	354,98	371,00
25	424,64	418,66	597,28	595,28	743,55	742,92
50	629,45	617,04	790,68	784,25	1032,65	1026,334
75	1035,69	1039,41	1258,25	1259,46	1619,71	1631,582
90	1905,76	1928,22	2179,02	2208,25	2607,15	2650,87
Idade (anos)	34,24	34,42	35,37	34,95	36,54	36,09
Experiência (anos)	20,10	19,52	20,46	19,31	21,11	19,98
Escolaridade (anos)	8,14	8,90	8,91	9,64	9,424	10,11
Homem (%)	0,65	0,57	0,64	0,55	0,64	0,53
Branco (%)	0,61	0,59	0,56	0,55	0,52	0,51

Tabela 3. Estatísticas descritivas: serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014

(conclusão)

Tecnologia (%)	0,29	0,27	0,28	0,29	0,30	0,29
Observações	21.530	67.611	22.100	73.943	18.210	74.279
Amostra expandida	10.540.120	30.620.526	11.539.567	35.261.667	10.941.423	41.036.843

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD- IBGE para os respectivos anos.
Nota: *Valores reais de 2014 obtidos a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IPEA).

Para os anos sinalizados na tabela 3, tanto o rendimento mensal médio quanto o rendimento médio por hora trabalhada são suavemente maiores para o setor de serviços. Ao desagregar o rendimento mensal em percentis, os 25º e 50º percentis indicaram que os trabalhadores do setor de indústria auferem rendimentos melhores. Apesar disso, os diferenciais de rendimentos nesses percentis apresentaram queda na década analisada. Para os trabalhadores que se encontram no percentil 75 da distribuição, o diferencial teve queda de R$ 2,51[23] entre os anos de 2004 e 2009, no entanto, em 2014, o diferencial nesse percentil foi equivalente a R$ 11,87. Já o percentil 50º mostrou queda de R$ 6,10 entre 2004 entre 2004 e 2014.

Para os 50% de trabalhadores mais ricos, 2014 sinalizou que os trabalhadores do setor de indústria recebiam, mensalmente, cerca de R$ 6,31 a mais do que os trabalhadores do setor de serviços. Esse percentil apresentou diferença decrescente no decorrer dos anos. O percentil 75º sinalizou uma queda do diferencial em 2009, no entanto, no ano mais recente, esse diferencial obtém o patamar mais alto observado nesse percentil.

A maior diferença salarial entre setores foi obtida no percentil 90º em 2014. Nesse ano, os trabalhadores do setor de serviços auferiram, em média, R$ 43,72 por mês a mais do que os trabalhadores da indústria, o que representa 2%[24] do salário da indústria nesse ano. Após, a segunda maior diferença é encontrada no percentil 90º. Em resumo, se tratando do rendimento mensal por percentil, é possível afirmar que o setor de serviços remunera melhor nos percentis extremos, sendo eles o percentil 10º, 75º e 90º.

Com relação às características que determinam o estoque de capital humano, apesar dos indivíduos na indústria serem, no geral, pior remunerados, considerando que nos percentis que a indústria remunera mais, o diferencial vem caindo; eles possuem, na média, cerca de 0,96 anos a mais de experiência do que os indivíduos do outro setor. Em contraponto, possuem, em média, 0,72 anos de estudo a menos. Tanto a experiência quanto a escolaridade tendem, por motivos diferentes, a aumentar a remuneração do trabalhador (COELHO e CORSEUIL, 2002). Supondo somente esses dois fatores como determinantes do salário, observa-se que anos de estudo é a variável com maior peso na determinação do diferencial. Observa-se também uma leve queda da diferença dos anos de estudo. Em 2004, trabalhadores do setor de serviços tinham cerca de 0,75 anos de estudo a mais do que os trabalhadores empregados no outro setor. No ano mais recente, essa diferença cai para 0,69. A idade média dos trabalhadores em cada setor permaneceu bastante próxima em todos os anos analisados.

A maior proporção de pessoas brancas se encontra no setor de indústria. Esse é um resultado controverso, dado que o setor de serviços é considerado o setor que mais leva em consideração questões relacionadas à aparência física e, por esse motivo, é esperado que existisse algum tipo de discriminação e que a maior parcela de pessoas brancas esteja empregada nesse setor. No entanto, observa-se que em ambos os setores a proporção de pessoas brancas vem reduzindo. Como esperado, o setor de indústria é o responsável por empregar mais homens e essa proporção se mantém praticamente inalterada no período analisado.

[23] O diferencial de rendimento em um determinado percentil de um ano é obtido pela diferença do rendimento observado no setor de indústria e no setor de serviços. Após, para obter o diferencial entre os anos calculou-se a diferença dos resultados obtidos em cada ano.

[24] Esse valor é obtido a partir da divisão do diferencial entre setores no referido percentil e o rendimento da indústria nesse mesmo percentil.

4.2. Testes de média

Com o objetivo de fortalecer a hipótese de que os salários entre os trabalhadores do setor de serviços e da indústria se diferenciam, é analisada a média do logaritmo da renda do trabalho principal por horas trabalhadas. A análise consiste em realizar um teste de média para observar se a diferença entre as médias salariais é estatisticamente significativa entre os grupos. O resultado do teste bicaudal rejeita a hipótese de igualdade entre as médias a um nível de 95%. Segundo Gujarati e Porter (2011), o resultado será significativo se o valor do teste estatístico se situar fora do intervalo de confiança. Esse teste é usualmente conhecido como teste T de *Student*. A tabela 4 apresenta os resultados obtidos para os anos da presente análise, de 2004, 2009 e 2014.

Tabela 4. Teste de média do logaritmo do salário/hora 2004, 2009 e 2014 (em R$*)

	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2004	Indústria	1,478	0,808	1,467	1,489	-6,11
	Serviço	1,519	0,878	1,513	1,526	
	Diferença média	-0,041				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2009	Indústria	1,707	0,744	1,697	1,717	-5,98
	Serviço	1,743	0,787	1,737	1,748	
	Diferença média	-0,036				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2014	Indústria	1,942	0,710	1,932	1,953	-5,09
	Serviço	1,973	0,750	1,968	1,979	
	Diferença média	-0,031				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para os respectivos anos.
Nota: *Valores reais de 2014 obtidos a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IPEA).

Como visto acima, a variável de teste encontra-se fora do intervalo de confiança estabelecido nos três anos analisados, nesse caso rejeita-se H_0, que indica que as diferenças entre as médias sejam inexistentes. Ao nível de 95% de significância, a média populacional do rendimento no setor de indústria foi de 1,47 e 1,49 em 2004, 1,70 e 1,72 em 2009 e 1,93 e 1,95 em 2014. Para o setor de serviços essa média estará entre 1,51 e 1,53, 1,74 e 1,75 e 1,97 e 1,98 para 2004, 2009 e 2014, respectivamente.

4.3. Diferenciais de Rendimentos na Média da Distribuição

Com o objetivo de analisar o diferencial médio do rendimento entre os setores de indústria e de serviços com mais detalhes, a tabela 5 a seguir evidencia as predições médias dos salários e o diferencial a cada ano baseado na decomposição de Oaxaca-Blinder. Nesse sentido, em 2004, a média dos salários por hora dos trabalhadores da indústria foi R$ 4,65 e do setor de serviços R$ 4,76, indicando um diferencial a favor do último setor de R$ 0,11 por hora trabalhada. Fazendo o mesmo para os outros anos, é possível dizer que o diferencial médio teve um aumento de nível, sendo equivalente a R$ 0,11 em 2009 e R$ 0,15 em 2014. Em percentual, o aumento do diferencial ocorreu somente entre os anos de 2009 e 2014. A parcela do diferencial responsável pelas características não observadas aumenta, principalmente no ano mais recente, em detrimento da parcela responsável pelas características produtivas. Além disso, somente em 2014 o efeito estrutura contribuiu para o aumento do diferencial entre os setores de análise. Para os demais anos esse efeito foi responsável por amenizar o hiato.

Tabela 5. Decomposição de Oaxaca-Blinder: diferencial de rendimentos por setor – 2004, 2009 e 2014 (em R$)

	2004	2009	2014
Diferencial			
Rendimento/hora setor de indústria*	4,654***	5,800***	7,232***
Rendimento/hora setor de serviços*	4,764***	5,906***	7,379***
Hiato estimado	-0,110***	-0,106***	-0,146***
	100%	100%	100%
Decomposição[25]			
Efeito Composição	-0,150***	-0,127***	-0,036***
	136,18%	120,32%	24,82%
Efeito Estrutura	0,040***	0,022***	-0,110***
	-36,18%	-20,32%	75,18%

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE para os respectivos anos.
Notas: *** Estatisticamente significativo a 1%.
Sinal positivo: vantagem do setor da indústria. Sinal negativo: vantagem do setor de serviços.
*Valores reais de 2014 obtidos a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IPEA).

Como já dito, a decomposição Oaxaca-Blinder trata desse diferencial apenas para a média. Assim, apesar de indicar uma tendência crescente, os resultados obtidos através da metodologia apresentada a seguir podem evidenciar uma tendência do diferencial de rendimentos por *quantil* com comportamento diferente, por exemplo.

Os resultados da decomposição para os anos analisados indicam que o efeito composição possui sinal negativo, ou seja, esse efeito está contribuindo para o aumento do hiato salarial entre setores. O sinal negativo do efeito composição mostra que se os trabalhadores do setor de indústria tivessem as mesmas características médias relacionadas ao mercado de trabalho dos trabalhadores do setor de serviços, o hiato do rendimento tenderia a ser menor. Isto é, caso isso acontecesse, em 2004, a diferença do rendimento/hora diminuiria em R$ 0,15 por hora trabalhada. Para os demais anos essa redução seria de R$0,13 e R$0,04 por hora trabalhada em 2009 e 2014, respectivamente. Em outras palavras, caso os indivíduos possuíssem características idênticas relacionadas ao mercado de trabalho, o setor de indústria seria o setor que melhor remuneraria os trabalhadores nos anos de 2004 e 2009. Em 2014, mesmo diante dessa condição, o hiato salarial se manteria a favor do setor de serviços.

Em 2004 e 2009 observa-se que o efeito composição se apresenta como principal componente no hiato estimado. Enquanto em 2014 o efeito estrutura é responsável por 75,2% do diferencial entre setores e se revela como principal efeito.

Seguindo o proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973), o efeito estrutura é a parcela do efeito total que reflete as diferenças no rendimento aos retornos das características dos indivíduos. Nesse sentido, o sinal negativo é explicado pela existência de variáveis não observadas para os trabalhadores do setor de indústria. Em contraponto, o sinal positivo indica que a existência dessas variáveis desfavorece os trabalhadores do setor de serviços. Considerando que os trabalhadores de ambos os setores possuem os mesmos retornos médios, mas diferentes características, os trabalhadores da indústria deveriam ter, em 2004, retornos 36,2% menores. Para 2009, o rendimento do setor de indústria deveria ser 20,3% menor. Por último, em 2014, esse efeito contribui para o aumento do diferencial de rendimento entre os setores, nesse sentido, se os trabalhadores possuíssem os mesmos

[25] Tanto na decomposição de Oaxaca-Blinder como na decomposição RIF, apresentada a seguir, a proporção de cada efeito no hiato total é obtida a partir da divisão do coeficiente de um determinado efeito e do hiato total estimado.

retornos médios e diferentes características, os trabalhadores da indústria deveriam ter retornos 75,2% maiores para que os rendimentos se equiparassem aos trabalhadores do setor de serviços.

Ainda com relação ao efeito estrutura, caso os trabalhadores do setor de indústria tivessem o mesmo retorno dos trabalhadores do setor de serviços, o diferencial entre setores aumentaria R$ 0,04 por hora trabalhada, o que contribuiria para o aumento da desigualdade de salários entre os setores analisados. Somente em 2014 esse efeito contribui para o aumento do diferencial e sua maior contribuição para o diferencial se deu nesse mesmo ano.

Todos os anos analisados mostraram a existência de um diferencial médio em favor do setor de serviços vis à vis o setor de indústria. Esse diferencial mostrou-se crescente somente entre 2009 e 2014. Em 2009, o hiato percentual entre os setores de indústria e de serviços foi de 1,8%[26] a favor deste último setor. Em 2004 o hiato salarial foi de 2,4% e 2% em 2014, ambos a favor do setor de serviços.

A tabela 6 analisa a contribuição de cada covariável no diferencial médio sobre o efeito composição. O grupo base é formado pelas pessoas que residem na Região Norte, sem escolaridade, sem filhos, que tenham raça negra, mulheres, sem experiência e estejam empregados em um ramo de baixa tecnologia. Morar na Região Sul, não ter filhos e ser homem diminui o diferencial do salário para todos os anos apresentados. Dentre as covariáveis que contribuem para a redução do hiato, ser homem é a responsável por maior impacto (responsável pela redução de 0,02% do diferencial). Enquanto isso, residir nas demais regiões, raça, experiência e tecnologia contribuem para a parcela explicada do diferencial, aumentando assim, o diferencial total.

De forma geral, o diferencial de rendimento entre os setores de indústria e de serviços, por meio do efeito composição, aumentaria entre trabalhadores do setor de indústria, que residissem no Centro-Oeste e tivessem nas faixas de estudo equivalentes ao ensino médio, superior ou pós-graduação. Em todos os anos, pessoas com ensino fundamental, homens, brancos e com filhos reduziriam o diferencial. A variável experiência contribui para a redução do diferencial, no entanto, a não linearidade indica que a mesma possui retornos decrescentes.

Tabela 6. Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito composição – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

(continua)

	2004		**2009**		**2014**	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Hiato da renda	-0,02336***	0,00030	-0,01808***	0,00025	-0,02000***	0,00024
Efeito composição (explicado)	-0,03181***	0,00019	-0,02176***	0,00016	-0,00497***	0,00015
Região						
Nordeste	0,01669***	0,00005	0,01483***	0,00004	0,01026***	0,00003
Sudeste	0,00503***	0,00003	0,00532***	0,00003	0,00281***	0,00002
Sul	0,00464***	0,00003	0,00519***	0,00003	0,01198***	0,00004
Centro-Oeste	-0,00234***	0,00002	-0,00176***	0,00001	-0,00246***	0,00002
Ens. Fundamental	0,01380***	0,00005	0,01057***	0,00004	0,00758***	0,00003
Ens. Médio	-0,00587***	0,00012	0,00623***	0,00009	0,00779***	0,00007
Ens. Superior	-0,10140***	0,00016	-0,09897***	0,00014	-0,08304***	0,00014
Pós-graduação	-0,00554***	0,00004	-0,00623***	0,00004	-0,00608***	0,00004

[26] O diferencial percentual é obtido a partir da divisão entre o hiato estimado e o rendimento/hora do setor de indústria expostos na tabela 5.

Tabela 6 . Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito composição – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

(conclusão)

Filhos	0,00096***	0,00001	0,00086***	0,00001	0,00210***	0,00001
Branco	0,00319***	0,00003	0,00175***	0,00002	0,00206***	0,00002
Homem	0,01864***	0,00005	0,01922***	0,00004	0,02492***	0,00004
Experiência	0,03108***	0,00025	0,04897***	0,00019	0,04034***	0,00016
Experiência²	-0,01302***	0,00017	-0,02708***	0,00013	-0,02469***	0,00011
Tecnologia	0,00234***	0,00003	-0,00065***	0,00002	0,00145***	0,00002
Constante	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE para os respectivos anos.
Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%. Grupo de referência composto por trabalhadores da indústria.

Já a contribuição de cada covariável com relação ao efeito estrutura é apresentada na tabela 7. O efeito estrutura seria menor, contribuindo para a diminuição do hiato de renda entre trabalhadores empregados nos setores de indústria ou de serviços, para as seguintes covariáveis comuns a todos os anos: estar em qualquer faixa de estudo; ser homem; e estar empregado em um subsetor com baixa tecnologia.

Em 2004 e 2009, a elevação do hiato ocorreria para trabalhadores que residissem nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, não brancos, que tivessem filhos e muita experiência. Já em 2014, somente ser não branco e ter filhos contribuiriam para a elevação do diferencial. Curiosamente, no último ano, ser não branco contribuiria para a redução do mesmo. No entanto, podem existir fatores não observáveis que influenciam no comportamento dessa covariável. Com exceção da faixa de estudo pós-graduação em 2009 e 2014, as demais faixas de estudo contribuiriam para a redução desse efeito.

Tabela 7. Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

(continua)

	2004		**2009**		**2014**	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Hiato da renda	-0,02336***	0,00030	-0,01808***	0,00025	-0,02000***	0,00024
Efeito estrutura (não explicado)	0,00845***	0,00023	0,00367***	0,00020	-0,01504***	0,00020
Região						
Nordeste	-0,00377***	0,00019	-0,00236***	0,00018	0,00698***	0,00018
Sudeste	0,03266***	0,00052	0,03006***	0,00050	0,04363***	0,00048
Sul	0,01136***	0,00021	0,00677***	0,00019	0,01629***	0,00022
Centro-Oeste	-0,00189***	0,00008	-0,00023***	0,00008	0,00049***	0,00008
Ens. Fundamental	-0,00691***	0,00021	-0,00351***	0,00018	-0,00999***	0,00017
Ens. Médio	-0,01790***	0,00031	-0,00713***	0,00034	-0,01651***	0,00036
Ens. Superior	-0,00248***	0,00012	-0,00333***	0,00014	-0,00853***	0,00018
Pós-graduação	-0,00014***	0,00001	0,00043***	0,00001	0,00126***	0,00002
Filhos	-0,01050***	0,00016	-0,00569***	0,00014	-0,00736***	0,00013
Branco	-0,00813***	0,00030	-0,00659***	0,00024	-0,01332***	0,00022
Homem	0,09760***	0,00040	0,10404***	0,00034	0,06979***	0,00033
Experiência	0,03489***	0,00127	0,01855***	0,00115	-0,03338***	0,00112
Experiência²	-0,01860***	0,00076	-0,02432***	0,00071	-0,00675***	0,00071
Tecnologia	0,01510***	0,00014	0,01266***	0,00012	0,00183***	0,00013

Tabela 7. Decomposição de Oaxaca-Blinder por setor: efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

(conclusão)

Constante	-0,11283***	0,00137	-0,11567***	0,00130	-0,05948***	0,00131

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE para os respectivos anos.
Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%. Grupo de referência composto por trabalhadores da indústria.

4.4. Diferenciais de Rendimentos nos *Quantis* de Distribuição

Na média, o diferencial de rendimentos pode não representar as diferenças reais, pois o comportamento desse diferencial pode ser específico ao longo da distribuição (Firpo *et al.*, 2009). De outro modo, entre as pessoas que auferem maiores rendimentos e as que auferem menores rendimentos, a distribuição pode se dar de forma diferente, como é apresentado na figura 1. Os gráficos do lado esquerdo se referem a função de densidade de Kernel para o setor de indústria, enquanto os gráficos do lado direito se referem ao setor de serviços para os anos de 2004, 2009 e 2014, respectivamente. Para os dois setores, os pontos com maior concentração equivalem a valores próximos da média do salário por hora trabalhada.

(continua)

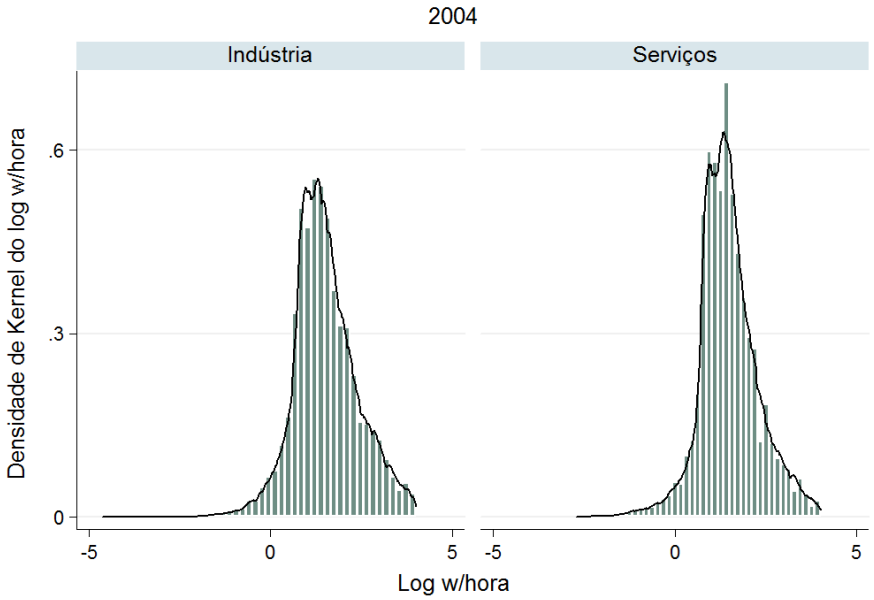

Figura 1. Densidade de Kernel para a distribuição do log do rendimento do trabalho/hora por setor – 2004, 2009 e 2014
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD para os respectivos anos.

(conclusão)

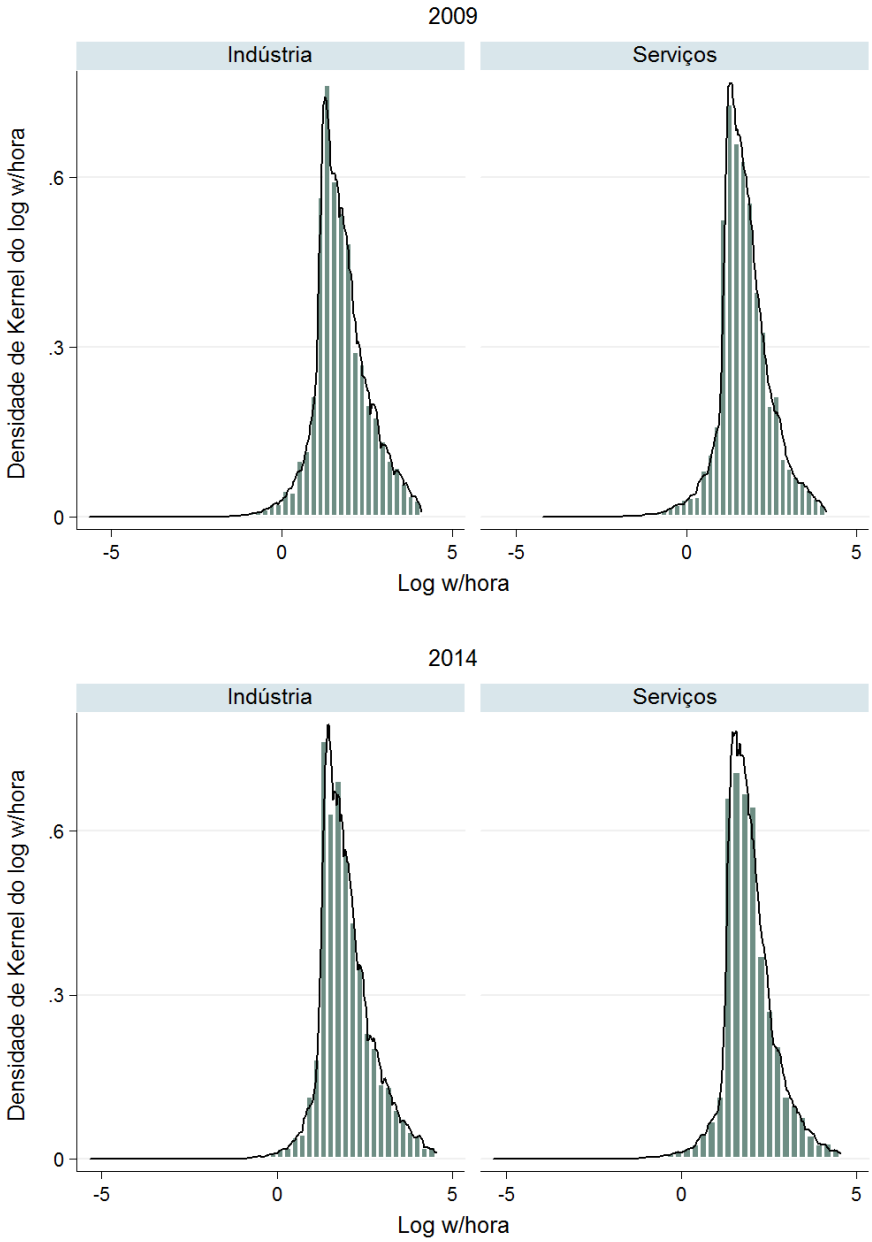

Figura 2. Densidade de Kernel para a distribuição do log do rendimento do trabalho/hora por setor – 2004, 2009 e 2014
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD para os respectivos anos.

Observa-se a partir dos gráficos acima que o ano de 2004 é o ano em que a distribuição tem maior dispersão. Nos demais anos, a distribuição é mais concentrada em torno da média. A distribuição do setor de indústria está levemente localizada mais a esquerda, indicando que esse setor remunera trabalhadores com um salário menor. Essa é uma tendência observada em todos os anos analisados.

4.4.1. Regressão RIF dos *quantis* incondicionais entre setores

A decomposição RIF fornece estimativas do hiato de rendimentos entre setores nos *quantis* e analisa também a proporção responsável por cada efeito. Todas as estimativas se mostraram estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

Para 2004, exposto na tabela 8, o hiato de rendimentos se revelou favorável ao setor de serviços somente nos três *quantis* de renda mais altos.

Dentre os *quantis* em que a indústria melhor remunera, o 10º *quantil* foi o que apresentou maior diferencial (R$ 0,20 por hora trabalhada). Nesses casos, o sinal positivo dos efeitos composição e estrutura contribuem para o aumento do diferencial, supondo trabalhadores com as mesmas características.

Já nos *quantis* em que o setor de serviços remunera melhor (50º, 75º e 90º), o sinal negativo do efeito composição indica que os trabalhadores do setor de serviços possuem características mais produtivas relacionadas ao mercado de trabalho vis-à-vis os trabalhadores do setor de indústria, como por exemplo, experiência e educação. O efeito não explicado possui sinal negativo nos dois maiores *quantis*, o que sinaliza que os retornos das características dos trabalhadores do setor de indústria foram menores que os retornos auferidos pelo outro setor. Devido a isso, a combinação dos dois efeitos contribui para o aumento do diferencial salarial entre os setores. Somente no *quantil* equivalente a mediana o efeito estrutura contribui para a diminuição do diferencial.

Com relação ao efeito composição (explicado), em 2004, por exemplo, a diferença do rendimento/hora para o 50º *quantil* diminuiria em R$ 0,09 se os trabalhadores de ambos os setores tivessem as mesmas características ligadas ao mercado de trabalho, o que equivale a 499,4% do diferencial. Esse efeito se mostrou o principal nos três maiores *quantis*. Nesse *quantil*, o setor de indústria seria o setor que melhor remuneraria os trabalhadores caso os mesmos possuíssem características idênticas relacionadas ao mercado de trabalho. Para os 75º e 90º *quantis* esse efeito responde por, respectivamente, 59,4% e 62,8% do diferencial salarial.

Caso possuíssem o mesmo retorno médio, mas diferentes características, a diferença do rendimento/hora para o 50º *quantil* aumentaria em R$ 0,07 e 399,4% desse hiato é explicado pelas variáveis não observadas no modelo. Esse *quantil* foi o que apresentou menor diferencial por hora trabalhada (aproximadamente R$ 0,02).

A indústria remunera melhor nos *quantis* mais baixos de rendimento. Além disso, é possível observar que, em 2004, esses *quantis* não são os que apresentaram maiores diferenciais. Além de remunerar melhor atividades que recebem mais, o diferencial a favor do setor de serviços possui também maior magnitude e entre o 75º e o 90º *quantis,* essa diferença triplica. Contrário da estimativa exposta para o 10º percentil na tabela 3, essa metodologia indica que a indústria remunera melhor os trabalhadores que se encontram no 10º *quantil* da distribuição de rendimentos.

A partir das estimativas apresentadas na tabela 8, tem-se que: i) no 10º *quantil* o hiato salarial é de 9,5%[27] a favor dos indivíduos empregados na indústria; ii) os indivíduos que se encontram no 25º *quantil* da distribuição e empregados na indústria recebem, em média, 5,2% a mais por hora trabalhada do que aqueles empregados no setor de serviços nesse mesmo *quantil*; iii) a partir do 50º *quantil* os trabalhadores do setor de serviços passam a ser mais bem remunerados do que os trabalhadores da indústria, no entanto, nesse *quantil*, o diferencial obtido foi de apenas 0,4% a favor desse primeiro setor; iv) os 25% dos trabalhadores mais ricos do setor de serviços auferem 12,6% a mais por hora de trabalho vis-à-vis os trabalhadores da indústria; e v) o maior diferencial foi encontrado no 90º *quantil*. Nesse *quantil*, o setor de serviços remunera 21,6% a mais do que a indústria.

[27] Similar ao percentual do diferencial calculado na decomposição de Oaxaca-Blinder, na decomposição por *quantil* esse diferencial é calculado através da divisão do hiato do rendimento estimado e do rendimento por hora trabalhada na indústria.

Tabela 8. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2004 (em R$)

	10º	25º	50º	75º	90º
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Diferencial					
Rendimento/hora setor de indústria*	2,078***	2,841***	4,352***	7,316***	13,539***
Rendimento/hora setor de serviços*	1,881***	2,693***	4,370***	8,239***	16,465***
Hiato do rendimento	0,197***	0,149***	-0,017***	-0,922***	-2,926***
	100%	100%	100%	100%	100%
Decomposição					
Explicado	0,044***	0,036***	-0,087***	-0,548***	-1,838***
	22,19%	24,45%	499,38%	59,41%	62,82%
Não explicado	0,153***	0,112***	0,069***	-0,374***	-1,088***
	77,81%	75,55%	-399,38%	40,59%	37,18%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2004.
Notas: *** Estatisticamente significativo a 1%.
*Valores reais de 2014 obtidos a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IPEA).

Em 2009, como mostrado na Tabela 9, os indivíduos que se encontram nos três *quantis* mais baixos eram mais bem remunerados na indústria. O efeito estrutura (que é potencialmente composto por características não observáveis) se revela como o principal efeito para o *quantil* mais baixo e para o 50º *quantil*. No 25º *quantil,* o efeito estrutura contribui para a redução do hiato de rendimentos. Nesses *quantis,* o sinal negativo dos efeitos contribui para a diminuição do hiato pelo fato da indústria remunerar mais vis-à-vis o setor de serviços.

Os *quantis* que o setor de serviços remunera melhor, assim como em 2004, são os *quantis* responsáveis pelos maiores diferenciais. No 75º *quantil*, supondo trabalhadores com características idênticas, o hiato reduziria em aproximadamente R$ 0,56 por hora trabalhada. Essa diminuição é equivalente a 81,5% do hiato total estimado. O efeito composição se mostrou como principal efeito nos 10º e 50º *quantis*.

A análise por *quantis* de renda, em 2009 também revelou que: i) existe um diferencial de 9,2% por hora trabalhada a favor dos indivíduos empregados na indústria localizados no 10º *quantil*; ii) no 25º *quantil,* trabalhadores na indústria auferem 1,2% a mais do que aqueles empregados no outro setor; iii) a partir do *quantil* equivalente a mediana o setor de serviços remunera mais (1,3% a mais por hora trabalhada); iv) o hiato salarial no 75º *quantil* é de 7,8% a favor do setor de serviços; e v) assim como em 2004, o maior diferencial foi encontrado nesse *quantil* (8,8% por hora trabalhada).

Tabela 9. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2009 (em R$)

(continua)

	10º	25º	50º	75º	90º
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Diferencial					
Rendimento/hora setor de indústria	2,939***	3,734***	5,452***	8,775***	15,771***
Rendimento/hora setor de serviços	2,670***	3,698***	5,381***	9,457***	17,153***
Decomposição					
Hiato do rendimento	0,270***	0,036***	0,070***	-0,682***	-1,382***
	100%	100%	100%***	100%	100%

Tabela 9. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2009 (em R$)

(conclusão)

Explicado	0,072***	0,038***	-0,066***	-0,556***	-1,684***
	26,77%	107,14%	-93,99%	81,49%	121,83%
Não explicado	0,197***	-0,003***	0,137***	-0,126***	0,302***
	73,23%	-7,14%	193,99%	18,51%	-21,83%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2009.
Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%.

Por último, a tabela 10 evidencia o hiato obtido para o ano mais recente. Em 2014, os hiatos obtidos nos 75º e 90º *quantis* indicam que o setor de serviços remunera melhor nesses *quantis* de renda. Nesse ano, o efeito composição se revelou como o principal efeito para os 50º e 75º *quantis*. O diferencial para os 10% dos trabalhadores mais ricos equivale a R$ 3,20 por hora trabalhada, em que R$ 1,45 é oriundo do efeito composição. Nesse *quantil*, ambos efeitos contribuem para a elevação do hiato entre os setores de indústria e de serviços e, a partir do efeito estrutura, tem-se que os trabalhadores da indústria deveriam ter retornos 54,5% maiores, supondo que os trabalhadores possuem os mesmos retornos médios, mas diferentes características.

Com relação a decomposição RIF para 2014 pode-se dizer que: i) no *quantil* mais baixo, trabalhadores da indústria auferem rendimentos 5,6% maiores; ii) o hiato observado no 25º *quantil* é equivalente a 6,7% por hora trabalhada a favor da indústria; iii) assim como em 2004, o menor diferencial se encontra no 50º *quantil* (0,37% por hora trabalhada a favor da indústria); iv) indivíduos empregados no setor de serviços e encontrados no 75º *quantil* 5,8%; e v) no 90º *quantil*, trabalhadores do setor de serviços recebem 18,2% a mais por hora trabalhada comparado ao setor da indústria.

Tabela 10. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis – 2014 (em R$)

	10º	25º	50º	75º	90º
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Diferencial					
Rendimento/hora setor de indústria	3,841***	4,804***	6,494***	10,535***	17,575
Rendimento/hora setor de serviços	3,624***	4,482***	6,470***	11,152***	20,770
Hiato do rendimento	0,217***	0,322***	0,024***	-0,616	-3,195
	100%	100%	100%	100%	100%
Decomposição					
Explicado	0,076***	0,105***	0,038***	-0,370***	-1,453***
	35,01%	32,71%	155,43%	60,07%	45,47%
Não explicado	0,141***	0,217***	-0,013***	-0,246***	-1,742***
	64,99%	67,29%	-55,42%	39,93%	54,53%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2014.
Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%.

As tabelas A1, A2 e A3, expostas no anexo, mostram a contribuição de cada covariável por setor e por *quantis* de rendimento. Observa-se somente em 2004 que trabalhadores com filhos de ambos os setores eram pior remunerados até o 75º *quantil*. Para os trabalhadores 10% mais ricos, ter filho não é mais algo que influencia negativamente na remuneração. Nesse caso, o trabalhador da indústria ou do setor de serviços que tivesse filhos tenderia a receber 0,01% a mais do que o trabalhador que não tivesse filhos. No setor de serviços, essa variável de controle possui o comportamento semelhante e, à medida que os *quantis* aumentam, o coeficiente diminui até o

ponto que o sinal se inverte no 90º *quantil*. Uma possível causa para a alteração nesse *quantil* é o fato de que pessoas mais pobres tendem a ter mais filhos e, para os *quantis* mais baixos, ter filho ou não vai ter maior influência quando comparado aos 10% dos trabalhadores mais ricos da indústria e dos serviços. No *quantil* mais alto, essa alteração pode estar relacionada a possibilidade do trabalhador já ter como arcar com custos com babá ou escola de tempo integral, por exemplo. Resultado similar pode ser observado em Hoffmann e Leone (2004), em que em geral, mulheres dos estratos inferiores de renda estariam condicionadas à dificuldade de se ausentar do lar para trabalhar devido à escassez de creches públicas, por exemplo. Além disso, apesar do aumento da participação de mulheres com filhos no mercado de trabalho, o salário para essas mulheres deveria ser maior a ponto de possibilitar acesso a uma creche (Scorzafave e Menezes-Filho, 2001).

No 75º *quantil,* um trabalhador com filhos e empregado no setor de serviços receberia, na média, somente 0,001% a menos do que um trabalhador sem filhos. Nos demais anos, trabalhadores com filhos recebem menos em todos os *quantis*, no entanto, o hiato salarial entre trabalhadores com ou sem filhos reduz a medida que os *quantis* crescem e, para o *quantil* mais alto, esse coeficiente é praticamente nulo. Na indústria, trabalhadores com filhos receberiam 0,07% e 0,05% a menos do que trabalhadores com filhos no 10º *quantil* de rendimento em 2009 e 2014, respectivamente. No setor de serviços, esse diferencial é de 0,07% e 0,03% a favor dos trabalhadores sem filhos.

Em todos os anos, trabalhadores brancos receberiam mais vis-à-vis trabalhadores não brancos, mas no geral, esse diferencial é maior no setor de serviços. Se em 2014 um trabalhador no 90º *quantil* de rendimento não branco empregado na indústria receberia 0,23% a menos do que trabalhadores brancos, no setor de serviços, esse diferencial é de 0,30%. A covariável indicativa de gênero sinaliza que homens recebem mais em todos os anos e em todos os *quantis*, no entanto, entre 2004 e 2014, o diferencial a favor dos homens reduz na indústria. No setor de serviços, esse diferencial só reduz no maior *quantil*.

Nos *quantis* intermediários, observa-se que trabalhadores que residem em quaisquer regiões, com exceção do da região Nordeste, serão melhores remunerados do que os trabalhadores que residem na região Norte. Como esperado, em ambos os setores as covariáveis indicativas de escolaridade mostram que trabalhadores sem instrução são piores remunerados comparados aos trabalhadores nas demais faixas de estudo.

O coeficiente da variável experiência indica um comportamento ascendente. Já os resultados da não linearidade da experiência indicam que maiores níveis de experiência não significam maiores rendimentos para todos os *quantis*.

A contribuição de cada covariável no hiato de rendimentos ao longo da distribuição e por efeito estão expostas no anexo. Ao desagregar o diferencial por efeitos, como pode ser visto nas tabelas A4, A5 e A6, as covariáveis apresentaram mudanças de comportamento ao longo da distribuição, ora contribuindo para o aumento do efeito ora não contribuindo.

Em todos os *quantis*, indivíduos empregados em ramos considerados de alta tecnologia são mais bem remunerados em comparação com os indivíduos que se encontram em ramos de baixa tecnologia. Com exceção do *quantil* mais baixo para o ano de 2004, esse diferencial é maior para trabalhadores da indústria, por exemplo. Nesse mesmo ano, esta característica contribui para o aumento do efeito composição entre setores nos três *quantis* mais baixos. No entanto, no ano mais recente, somente nos dois *quantis* mais altos essa covariável não contribui para a elevação do hiato.

Os coeficientes das covariáveis indicam que, em 2004, existem fatores não observáveis que foram responsáveis por fazerem, no 10º *quantil*, com que trabalhadores residentes no Sudeste e Sul recebessem mais do que trabalhadores da região Norte. A partir do 50º *quantil*, pessoas com ensino fundamental, ensino médio ou ensino

superior possuem maiores rendimentos do que trabalhadores com sem instrução. Em todos os anos, a não linearidade da covariável experiência condiz com a teoria do capital humano no efeito composição. Já no efeito estrutura, podem existir fatores não observáveis que estejam influenciando no comportamento da mesma.

O efeito estrutura, por tratar de fatores não observáveis, faz com que as covariáveis assumam comportamento instável em cada ponto da distribuição. Outra covariável que pode ser mencionada é a variável indicativa de raça que é responsável pelo aumento do efeito estrutura em 2004 somente nos três *quantis* mais baixos, indicando nesses *quantis* que existem fatores não observáveis que favorecem os trabalhadores brancos do setor de serviços.

Em 2009 essa covariável também apresentou comportamento interessante. Enquanto essa variável contribui para o aumento do efeito composição somente nos 10º e 25º *quantis,* o efeito estrutura é reduzido por essa variável nesses mesmos *quantis*.

5. TESTES DE ROBUSTEZ

Esta seção buscou verificar a veracidade dos resultados apresentados anteriormente. Primeiro, verificou-se se os resultados sofreram alterações ao dividir a amostra em três setores, sendo eles: agricultura, indústria e serviços. Após, a metodologia de diferencial de rendimentos exposta por Oaxaca-Blinder ter sido feita separadamente para o setor de serviços e de agricultura e para o setor de indústria e de agricultura. Devido a dificuldade de separar os ramos do setor de agricultura que se configuram como de alta ou de baixa tecnologia nessa fase do trabalho, a variável indicativa de tecnologia foi excluída.

A tabela 11 a seguir apresenta as estatísticas descritivas, incluindo o setor de agricultura (primário) na amostra.

Tabela 11. Estatísticas descritivas: agricultura, serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014

(continua)

		Agricultura	Serviços	Indústria
			2004	
Rendimento Mensal (R$)*		704,63	1242,85	1208,00
Rendimento/hora (R$)*		3,78	7,14	6,59
Percentis Rendimento Mensal (R$)*				
	10	161,29	172,54	153,84
	25	390,40	418,66	412,63
	50	584,83	617,04	616,03
	75	1006,30	1039,41	1029,60
	90	1892,77	1928,22	1905,76
Idade (anos)		37,61	34,42	34,24
Experiência (anos)		27,64	19,52	20,10
Escolaridade (anos)		3,98	8,90	8,14
Homem (%)		0,87	0,57	0,65
Branco (%)		0,41	0,59	0,61
Observações		6.281	67.611	21.530
Amostra expandida		3.126.944	30.620.526	10.540.120
			2009	
Rendimento Mensal (R$)*		862,13	1408,65	1402,95
Rendimento/hora (R$)*		4,83	8,18	7,74
Percentis Rendimento Mensal (R$)*				
	10	235,17	253,39	239,93
	25	578,48	595,28	597,28
	50	774,48	784,25	790,68
	75	1249,38	1259,46	1258,25
	90	2189,35	2208,25	2179,02
Idade (anos)		38,60	34,95	35,37
Experiência (anos)		27,76	19,31	20,46

Tabela 11. Estatísticas descritivas: agricultura, serviços e indústria – 2004, 2009 e 2014

(conclusão)

Escolaridade (anos)		4,83	9,64	8,91
Homem (%)		0,86	0,55	0,64
Branco (%)		0,37	0,55	0,56
Observações		5.523	73.943	22.100
Amostra expandida		2.920.088	35.261.667	11.539.567
			2014	
Rendimento Mensal (R$)*		1159,97	1718,52	1706,21
Rendimento/hora (R$)*		6,73	10,24	9,60
Percentis				
Rendimento Mensal (R$)*				
	10	337,18	371,00	354,98
	25	720,64	721,93	722,20
	50	920,65	930,15	942,53
	75	1410,11	1420,95	1424,84
	90	2393,31	2400,35	2370,70
Idade (anos)		40,45	36,09	36,54
Experiência (anos)		28,78	19,98	21,11
Escolaridade (anos)		5,67	10,11	9,42
Homem (%)		0,86	0,53	0,64
Branco (%)		0,38	0,51	0,52
Observações		4.283	74.278	18.210
Amostra expandida		2.574.789	41.036.539	10.941.423

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD- IBGE para os respectivos anos.
Nota: *Valores reais de 2014 obtidos a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IPEA).

Com relação aos principais resultados, somente para os 90% mais ricos em 2004, o setor de indústria foi o que remunerou menos em relação aos demais setores. O rendimento médio mensal da agricultura como esperado se mostrou para os três anos significativamente abaixo dos rendimentos dos setores de serviço e de indústria. Também é esse setor que possui trabalhadores menos escolarizados. Apesar de na década analisada a agricultura ter tido um incremento de, aproximadamente, 1,7 anos de estudo e da diferença de anos de estudo entre esse setor e os demais estar diminuindo em ritmo lento, em 2014 essa diferença foi de 4,44 anos de estudo entre o setor de agricultura e o de serviços.

Contudo, trabalhadores do setor de agricultura são os que possuem maior experiência. Esse resultado corrobora com o fato de que no referido setor muitas vezes os trabalhadores, na maior parte homens, começam sua vida laboral ainda na adolescência. A maior proporção de negros dentre todos os empregados é observada também na agricultura.

Assim como o setor de indústria, o setor de agricultura também teve queda na proporção de pessoas empregadas, como pode ser observado na tabela 12.

Tabela 12. Proporção de pessoas no setor de agricultura, indústria de serviços – 2004, 2009 e 2014 (em %)

	Agricultura	Serviços	Indústria
2004	7%	69%	24%
2009	6%	71%	23%
2014	5%	75%	20%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD- IBGE para os respectivos anos.

Os testes de média realizados entre agricultura e serviços e agricultura e indústria, apresentados nas tabelas A7 e A8, apontaram que as médias salariais são estatisticamente significativas em ambos os grupos, rejeitando a hipótese de igualdade entre as médias ao nível de 95%. Para os setores de serviços e de indústria, o logaritmo natural do salário por hora trabalhada condiz com os observados na tabela 4.

A regressão RIF dos *quantis* não foi realizada devido à mudança na distribuição dos *quantis* de cada setor ao acrescentarmos o setor de agricultura. Já a decomposição de Oaxaca-Blinder é mostrada na tabela 13. A contribuição de cada efeito e de cada covariável se encontra nas tabelas A9 e A10 do anexo, onde a primeira tabela expõe a contribuição relacionada aos setores de agricultura e de serviços e a última entre os setores de agricultura e de indústria.

Tabela 13. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura, serviços e indústria: diferencial de rendimentos – 2004, 2009 e 2014 (em R$)

	2004	**2009**	**2014**
Diferencial			
Rendimento/hora setor de agricultura (I)	2,419***	3,280***	4,570***
Rendimento/hora setor de serviços (II)	4,760***	5,906***	7,378***
Rendimento/hora setor de indústria (III)	4,653***	5,800***	7,232***
Hiato estimado (agricultura x serviços) (I – II)	-2,342***	-2,626***	-2,809***
Hiato estimado (agricultura x indústria) (I – III)	-2,235***	-2,520***	-2,663***

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE para os respectivos anos.
Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%.

A partir do cálculo da variação do hiato do rendimento entre 2004 e 2014, observa-se que o diferencial obtido entre o setor de agricultura e o de serviços e o setor de agricultura e o de indústria são muito próximos (19,9% e 19,1%, respectivamente).

Através das estimativas expostas nas tabelas A9 e A10 do anexo é possível observar que em todos os anos os dois efeitos (composição e estrutura) contribuem para a elevação do diferencial total. Além disso, no efeito composição, a não linearidade da covariável experiência está de acordo com a teoria do capital humano. A tabela A9 indica que as covariáveis Centro-Oeste, filhos, homem e experiência contribuem para a redução do efeito composição em todos os anos. Com exceção da variável de controle Centro-Oeste, as variáveis responsáveis por diminuir, através da redução do efeito composição, o hiato entre os setores de serviços e de indústria[28] são as mesmas que reduzem esse efeito na decomposição entre agricultura e serviços.

Como esperado, o sinal da variável de controle experiência é suavemente maior na decomposição para o setor de agricultura e de serviços comparado ao impacto dessa variável na decomposição desse primeiro setor com o

[28] Essas estimativas são apresentadas na tabela 6.

setor de indústria. Assim como as estimativas de Corseuil e Santos (2002), essa variável foi a responsável pelo maior impacto no salário.

Para a decomposição entre os setores de agricultura e de serviços, o efeito responsável pelas características referentes ao mercado de trabalho indica que trabalhadores mais experientes auferem, na média, rendimentos 0,43% maiores que os demais. Já o efeito estrutura observado entre esses setores será amenizado pelas seguintes covariáveis comuns a todos os anos: Centro-Oeste, ensino médio, pós-graduação e homem. Essas estimativas também podem ser vistas na tabela A9.

Nos três anos analisados, as mesmas covariáveis que contribuem para a redução do efeito composição entre os setores de agricultura e de serviços são também responsáveis pela redução desse efeito entre os setores de agricultura e de indústria. A contribuição de cada covariável para a decomposição entre agricultura e indústria é observada na tabela A10.

Comparando os resultados observados a partir dos efeitos composição e estrutura dos testes de robustez com os apresentados na seção 4.3, pode-se dizer que, nas decomposições apresentadas nessa seção, o efeito estrutura contribui por enfatizar ainda mais o hiato entre os setores de agriculta e de serviços e; agricultura e indústria. No entanto, na decomposição entre os setores de indústria e de serviços esse efeito é responsável pelo aumento da diferença de salários somente nos anos de 2009 e 2014.

Como esperado, a agricultura é o setor que pior remunera seguido da indústria, o que confirma a hipótese deste estudo, de que o setor de serviços é o setor que melhor remunera os trabalhadores. Esse resultado também confirma as estimativas obtidas na decomposição de Oaxaca-Blinder apresentadas da tabela 5. Além do setor de agricultura ser pior remunerado, o diferencial tanto com relação ao setor de serviços quanto com relação ao setor de indústria é crescente. Ademais, na média, o rendimento por hora trabalhada no setor de serviços e no setor de indústria é, de fato, igual ao obtido na estimação da tabela 5, indicando que os resultados apresentados na seção anterior são, portanto, consistentes.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se propôs a analisar o diferencial entre o setor de serviços e o setor de indústria no Brasil para os anos de 2004, 2009 e 2014, assim como a contribuição que cada característica tem sobre esse diferencial. Para isso, utilizou-se a decomposição salarial de Oaxaca-Blinder e a regressão quantílica incondicional (RIF *regression*) proposta por Firpo *et al.* (2007). A análise preliminar obtida a partir das estatísticas descritivas apontou que o setor de indústria remunera mais para os *quantis* 25º e 50º enquanto o setor de serviços remunera mais para os 10º, 75º e 90º *quantis*.

A escolha dos setores ocorreu, em primeiro lugar, devido à escassez de estudos envolvendo o setor de serviços e, em segundo lugar, pelo fato desses setores serem responsáveis por quase toda população empregada formalmente no país. Em 2014, por exemplo, somados esses setores foram responsáveis por empregar 95% dos trabalhadores formais (IBGE, 2014). Uma variável indicativa de tecnologia também foi incluída no modelo com o objetivo de controlar um pouco a heterogeneidade do setor de serviços. Além desses fatores, o setor de serviços vem apresentando uma trajetória diferente da exposta diante da retração do setor de indústria observada nas últimas décadas. Devido a essa trajetória decadente da indústria (BONELLI *et al*, 2013; PARNES e HARTUNG, 2013; PASTORE *et al*, 2013), supõe-se que ocorreu uma realocação dos trabalhadores do setor industrial para o setor de serviços (GOTTSCHALK e. ALVES, 2006; CRUZ e SANTOS, 2011).

A primeira metodologia, proposta por Oaxaca-Blinder, foi capaz de decompor o diferencial em duas parcelas, em que uma é atribuída à diferença das médias das características e outra atribuída à diferença dos parâmetros do modelo. Já a segunda metodologia, além de decompor o diferencial em duas parcelas semelhantes à decomposição de Oaxaca-Blinder, esta utiliza o *propensity score matching* para reponderar as probabilidades que serão utilizadas na estimação da regressão quantílica de influência recentrada (RIF *regression*). Nesse momento, a distribuição dos salários é separada em *quantis*.

De acordo com os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder, a magnitude dos efeitos se mostrou desigual entre os anos e, somente em 2014 o efeito estrutura, oriundo da existência de características não observáveis (diferença da média dos parâmetros), passou a contribuir para o aumento do diferencial salarial, sendo responsável por 75,2% do diferencial total observado. Nesse caso, o diferencial salarial está sendo predominantemente determinado por características não observadas no modelo. Ocorreu também uma substancial diminuição do efeito composição na década analisada de aproximadamente 111 p.p.

Se por um lado a magnitude do efeito estrutura aumentou no período analisado, por outro lado tem-se uma redução de 0,4 p.p da vantagem do setor de serviços no diferencial salarial. Com relação ao efeito composição, as características que foram responsáveis por agravar o hiato são: Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste, branco, experiência e tecnologia. A magnitude desse efeito indicou também que, supondo características idênticas relacionadas ao mercado de trabalho, o setor de indústria remuneraria melhor comparado ao setor de serviços nos anos de 2004 e 2009.

Através da RIF *regression* é possível afirmar que entre 2004 e 2014 o hiato salarial a favor do setor de serviços reduziu de 21,6% para os 18,2% no *quantil* mais alto. O 10º *quantil,* que é um *quantil* que o setor de indústria remunera melhor, apresentou elevação do hiato. A variável indicativa de filhos apresentou comportamento interessante entre os *quantis*. Com exceção do ano de 2004, à medida que os salários aumentam ter ou não filhos passa a contribuir cada vez menos para o diferencial, se tornando praticamente nulo no 90º *quantil*.

Trabalhadores brancos recebem mais em ambos os setores, contudo, no setor de serviços esse hiato é maior (em 2014 o hiato foi de 30,2% no setor de serviços e 23,2% no setor de indústria). A não linearidade da covariável experiência sinalizou que, dependendo dos *quantis*, maior nível de experiência pode não revelar maior rendimento.

Em síntese, os resultados mostraram que, embora o diferencial médio evidenciado pela decomposição Oaxaca-Blinder comprove que, para os anos analisados, o setor de serviços foi o setor que apresentou maior rendimento médio, a segunda metodologia proposta, que desagrega a distribuição de salários em *quantis*, evidenciou que somente para os dois *quantis* mais altos (25% e 10% dos trabalhadores mais ricos) o setor de serviços remunera mais. Essa diferença diminui à medida que os *quantis* aumentam até o ponto que essa diferença se inverte e passa a ter comportamento crescente. Nos três anos, o diferencial para o 50º *quantil* foi praticamente nulo e, em 2004, o setor de serviços remunerou apenas 0,40% a mais do que a indústria. Nos outros dois anos a indústria remunerou nesse *quantil* 1,3% e 0,37% a mais do que o setor de serviços para 2009 e 2014, respectivamente.

Os resultados de ambas as metodologias corroboram com a hipótese que norteou esse estudo, de que existe uma massa de trabalhadores no setor de serviços auferindo rendimentos maiores do que aqueles alocados no setor industrial. Contudo, foi possível observar a partir da decomposição por *quantis*, que isso ocorre somente nos cargos mais altos do setor de serviços.

A análise por *quantis* de renda ratifica a conclusão obtida por Dias (2013) de que, com exceção do setor de serviços, é mais dispendiosa a contratação de pessoas menos qualificadas. Para o setor de serviços o maior custo se concentra entre pessoas com maior escolaridade e que, possivelmente, se encontram nos dois maiores *quantis*. Ademais, segundo o autor, a contratação de pessoas qualificadas no setor de serviços de alta tecnologia independe dos salários dos demais setores econômicos. Esse é um possível motivo pelo qual o coeficiente observado na variável de controle tecnologia indicou que a mesma contribui para a diminuição do hiato somente nos *quantis* em que o setor de serviços remunera melhor.

Em suma, os resultados indicam que existe uma concentração de renda no setor de serviços, que é observado nos 75º e 90º *quantis*. Isso ocorre devido os maiores salários estarem concentrados em uma pequena parcela dos trabalhadores desse setor. Diante da representatividade do setor de serviços para o produto interno bruto (PIB) da economia, existe a necessidade de criação de uma política focalizada para os trabalhadores do setor de serviços com cargos que remuneram nos três *quantis* mais baixos da distribuição de salários, com o objetivo de tornar a distribuição mais homogênea. Diferentemente da indústria, onde os trabalhadores nos *quantis* mais baixos são mais bem remunerados quando comparado com o setor de serviços.

Diante do apresentado, conclui-se que, a decomposição dos rendimentos por *quantis* se faz necessária devido ao comportamento heterogêneo que as variáveis de controle assumem em cada ponto da distribuição de salários. O impacto de cada covariável na redução ou no aumento do diferencial de rendimentos é uma ferramenta que pode auxiliar na formulação de políticas futuras. Além disso, outras variáveis de controle como estado civil, ocupação e ramo de atividade podem ser incluídas no modelo. No entanto, a forma com que essas variáveis serão incluídas deve ser tratada com cautela, dado a multicolinearidade observada na inclusão algumas dessas variáveis. Fica também como sugestão para futuros trabalhos uma análise que considere, além de pessoas empregadas formalmente nos setores de indústria e de serviços, pessoas desocupadas utilizando o modelo proposto por Heckman (1979), apresentado brevemente na seção 2.5.

REFERÊNCIAS

ALVES, E.; MARRA, R. A persistente migração rural-urbana. **Revista Política Agrícola**. Brasília, ano 18, n. 4, p. 5-17, out-dez/2009.

AMORIM, B. M. F.; SERVO, L. M. S.; FURTADO, P. RIBEIRO, E. P.; SOUZA, A. L. Criação, destruição e realocação de postos de trabalho por setores. In: CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. M. S. (Org.). **Criação, Destruição e Realocação de Empregos no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006.

ARABSHEIBANI, G, R; CARNEIRO F, G; HENLEY. Gender wage differentials in Brazil: trends over a turbulent era. **World Bank Policy Research Working Paper 3148**, out./2003.

ARAÚJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de salários por gênero no Brasil: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.33, n. 2, abr.-jun./2002.

ATAL, J. P.; ÑOPO, H.; WINDER, N. New century, old disparities. Gender and ethnic wage gaps in Latin America. **Inter-American Development Bank**, Working Paper, n.109, 2009.

BARBOSA, A. L. N. H.; BARBOSA-FILHO, F. H. de; LIMA, J. R. F. de. Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre os setores público e privado no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 1, p. 89-118, abr./2013.

BASTOS, S. Q. A.; SOUZA, K. B. de; PEROBELLI, F. S. O dinamismo do setor de serviços e sua interação com o setor industrial: uma análise para a região Sudeste no período pós Plano Real. In: **Encontro Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia**. Salvador, dez./2008, 19 p.

BAUMOL, W. J. Association macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis. **The American Economic Review**, v. 57, n. 3, p. 415-426, jun./1967.

BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Diferença salarial e aposentadoria dos professores do ensino fundamental. **Economia Aplicada**, v.16, n.1, p. 77-104, 2012.

BLAU, F. D.; KAHN, L. M. The gender earnings gap: learning from international comparisons. **American Economic Association**, v. 82, n. 2, p. 533-538, mai./1992.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**. v.4, p. 436-55, 1973.

BONELLI, R.; PESSOA, S.; MATOS, S. Desindustrialização no Brasil: fatos e interpretação. In: BACHA, E.; DE BOLLE, M. B. (Orgs.). **O futuro da Indústria no Brasil***:* desindustrialização em debate. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

BRITTO, A. M.; WALTENBERG, F. D. É atrativo tornar-se professor do ensino médio no Brasil? Evidências com base em decomposições paramétricas e não Paramétricas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n.1, p. 5-44, jan.-mar./2014.

BROADBERRY, S.; GUPTA, S. The historical roots of India's service-led development: a sectoral analysis of Anglo-Indian productivity differences, 1870–2000. Elsevier, v.47, n.3, p.264-278, 2010.

CAMARGO, J. M.; SERRANO, F. Os Dois Mercados: Homens e Mulheres na Indústria Brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 37, n. 4, p. 435-448, out.-dez./1983.

CARVALHO, L.; KUPFER, D. Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira. **Revista de Economia Política**, v.31, n.4, p. 618-637, 2011.

CHENERY, H. B. Patterns of industrial growth. **The American Economic Review**, v. 50, n. 4, p. 624-654, set./1960.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama**. Texto para Discussão, n. 923. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). Terceirização. Disponível em: <http://www.portaldaindustria.com.br/cni/iniciativas/programas/terceirizacao/2013/06/1,17156/o-que-e.html>. Acesso em 06 jan. 2016.

CORSEUIL, C, H,; SANTOS, D. D. dos; Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. In: CORSEUIL, C, H. (Org.). **Estrutura Salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

CORSEUIL, C. H.; RIBEIRO, E. P.; SANTOS, D. D. dos. Teorias sobre realocação, dinâmica do emprego e análise do caso crasileiro. In: CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. M. S. (Org.). **Criação, Destruição e Realocação de Empregos no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006.

CORSEUIL, C. H.; REIS, M. C.; Critérios de classificação para ocupação: consequências para a caracterização do setor informal e para análises de bem-estar no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 1, p. 5-31, Belo Horizonte: jan-mar/2015.

CRUZ, B. O.; SANTOS, I. R. S. **Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização**. Texto para Discussão, n. 1673, Rio de Janeiro: IPEA, 2011.

DIAS, J. Desafios da qualificação no Brasil: demandas dos setores tradicionais e tecnológicos de curto e longo prazo por mão-de-obra qualificada. **Série Working Paper BNDES/ANPEC**, n. 47, Rio de Janeiro: fev./2013.

DU CAJU, P.; RYCX, F.; TOJEROW, I. Inter-industry wage differentials: how much does rent sharing matter?. **The Manchester School**, v.79, p.691–717, 2011.

FARLIE, R. W. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. **Journal of Economic and Social Measurement**. v. 30, p. 305–316, 2005.

FERNANDES, R. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. In: CORSEUIL, C, H. (Org.). **Estrutura Salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

FIELDS, J. WOLFF, E. N. Interindustry wage differentials and the Gender Gap. **Industrial Labor Relations Review**, v. 49, n. 1, out./1995.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposing wage distributions using recentered influence function Regression. **Working Paper**. Departament of Economics, University of British Columbia, jun/2007.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, 2009.

FREIRE, C. T. Um estudo dos serviços intensivos em donhecimento no Brasil. In: DE NEGRI, J. A. de; KUBOTA, L. C. (Orgs.). **Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.

GOTTSCHALK, M. V., ALVES, P. Diferenciais de salários no setor de serviços. In: DE NEGRI, J. A., DE NEGRI, F., COELHO, D. (Orgs.). **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: Ipea, 2006.

GUJARATI, D.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HECKMAN, J. Selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, jan./1979.

HOEKMAN, B.; MATOO, A. Services trade and growth. **World Bank Policy Research Working Paper 3148**, jan./2008.

HOFFMANN, R; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade de renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, v. 14, n. 2, p. 35-58, mai.-ago./2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Anual de Serviços 2014 (PAS-2014)**. Disponível em:

<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=29>. Acesso em: 27 out. 2016.

_____. **Pesquisa Anual de Serviços 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, v. 16, p. 1-82, 2014. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/150/pas_2014_v16.pdf>. Acesso em: 27 out. 2016.

_____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Microdados**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm>. Acesso em: 20 out. 2015.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2014 (PNAD-2014)**. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/microdados/2014//>. Acesso em: 20 out. 2015.

_____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Metodologia. Anexo III – Composição dos grupamentos de atividades. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm>. Acesso em: 10 jan. 2017.

_____. **Serviços**. Brasil em Síntese. Disponível em: <http://brasilemsintese.ibge.gov.br/servicos.html.> Acesso em: 04 jan. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Mercado de trabalho**. Carta de Conjuntura, n.23, Junho 2014. Brasília: IPEA, 2014. Acesso em 14 jul. 2015.

_____. **Mercado de trabalho**. Carta de Conjuntura, n. 27, Junho 2015. Brasília: IPEA, 2015. Acesso em 14 jul. 2015.

JACINTO, P. A. R.; PONTUAL, E. Crescimento da produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: dinâmica e heterogeneidade. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 3, p. 401-427, jul.-set./2015.

JESUS, J. G. A evolução do diferencial de rendimentos entre negros e brancos nos setores agrícola e não agrícola no Brasil. **Revista Orbis Latina**, v.4, n.1, p. 159-185, 2015.

KALDOR, N. A model of economic growth. **Economic Journal**, Cambridge, v.67, p.591-624, 1957.

KENESSEY, Z. The primary, secondary, tertiary and quaternary Sectors of the Economy. **The Review of Income and Wealth,** v. 33, n. 4, p. 359-385, dez./1987.

KON, A. Sobre as atividades de serviços: revendo conceitos e tipologias. **Revista de Economia Política**, v.19, n.2, 1999.

KON, A. **Economia de serviços**, Rio de Janeiro. Campus/Elsevier, 2004.

KRUEGER, A. B.; SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, n. 2, p. 259-293, mar./1988.

KUBOTA, L. C. Apresentação. In: DE NEGRI, J. A. de; KUBOTA, L. C. (Orgs.). **Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.

KUBOTA, L. C. A inovação tecnológica das firmas de serviços no Brasil. In: DE NEGRI, J. A. de; KUBOTA, L. C. (Orgs.). **Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.

LANGONI, C. G. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. 3 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2005. 280 p.

LEAL, C. I. S., WERLANG, S. R. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 423-448, 1991.

LOVELL, P. A. Race, Gender and work in São Paulo, Brazil, 1960-2000. **Latin American Research Review**, v. 41, n. 3, p. 63-87, 2006.

MEIRELES, D. C. **Diferenciais de rendimentos por gênero: uma análise dos efeitos composição e estrutura salarial no Brasil (1976, 1987, 1996 e 2009)**. 2014. 93 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2014.

MELO, H. P. de; ROCHA, F.; FERRAZ, G.; DI SABBATO, A.; DWECK, R. **O setor de serviços no Brasil: Uma visão Global – 1985/95**. Texto para discussão, n. 579. Rio de Janeiro: IPEA, 1998.

MINCER, J. **Schooling, experience and earning**. Nova York: NBER, 1974.

MIZALA, A.; ROMANGUERA, P.; GALLEGOS, S. Public-private wage-gap in Latin-America (1992-2007): A matching approach. **Labour Economics**, v.18, n.1, p.115-131, jan.-mar./2011.

ÑOPO, H. Matching as a tool to decompose wage gaps. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press. v.90, n.2, p. 290–299, mai./2008.

O'NEILL, J. The gender gap in wages, circa 2000.**The American Economic Review**, v. 93, n. 2, p. 309-314, jan./2003.

OAXACA, R., Male-female wage differentials in urban labor market, **International Economic Review**, Osaka, v.14, n. 23, p. 693-709, 1973.

OMETTO, A. M. H.; HOFFMANN, R.; ALVES, M. C. A segregação por gênero no mercado de trabalho nos estados de São Paulo e Pernambuco. **Economia Aplicada**, v. 1, n.3, p. 393- 423, 1997.

OMETTO, A. M. H.; HOFFMANN, R.; ALVES, M. C. Participação da mulher no mercado de trabalho· discriminação em Pernambuco e em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro. v.53, n.3, p.287-322. jul./set. 1999.

OOSTENDORP, R. Globalisation and the gender wage gap. Policy Research Working. **World Bank Economics Review**, v.23, n.1, p. 141-161, 2009.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-PERATION AND DEVELOPMENT (OECD). **Innovation and knowledge-intensive Services Activities**. Paris: OECD *Publishing,* 2006. Disponível em: <http://www.keepeek.com/Digital-Asset-Management/oecd/science-and-technology/innovation-and-knowledge-intensive-service-activities_9789264022744-en>. Acesso em: 31 out. 2016.

PARNES, B.; HARTUNG, G. Uma nota sobre a desaceleração recente da indústria brasileira. In: BACHA, E.; DE BOLLE, M. B. (Orgs.). **O futuro da indústria no Brasil***:* desindustrialização em debate. 1 ed. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

PASTORE, A. C.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. C. Por que a produção industrial não cresce desde 2010?. In: BACHA, E.; DE BOLLE, M. (Org.). ***O futuro da indústria no Brasil*:** desindustrialização em debate. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

PEREIRA, M. Z.; BASTOS, S.; PEROBELLI, F. S. Análise Sistêmica do setor de serviços no Brasil (2005).In: **Encontro Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação Economia**. Porto de Galinhas*,* dez./2012, 20 p.

PEREIRA, R. M.; OLIVEIRA, C. A. Os diferenciais de rendimento por gênero no Rio Grande do Sul: uma aplicação do modelo de Heckman e da decomposição de Oaxaca-Blinder. In: **XVI Encontro de Economia da Região Sul**. Curitiba, jun./2012, 19 p.

PIEPER, U. Deindustrialization and the social and economic sustainability nexus in developing countries: cross-country evidence on productivity and employment. Center for Economic Policy Analysis. Working Paper, v.10, p.1-47, 1998.

PINHEIRO, A. C., RAMOS, L. Interindustry wage differentials and earning inequality. **Estudios de Economia**, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

REIS, M. C. Fields of study and the earnings gap by race in Brazil. **Rede de Economia Aplicada,** Working Papers. v. 67, jun./2014.

ROCHA, S. A investigação da renda nas pesquisas domiciliares. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 12, n.2 (21), p. 205-224, jul./dez. 2003.

ROWTHORN, R.; RAMASWANY, R. Growth, trade and desindustrialization. **IMF Staff Papers**, v. 46, n. 1, 1999.

SACCONATO, A. L.; MENEZES-FILHO, N. A. O que explica a diferença de rendimentos entre trabalhadores americanos e brasileiros? Uma análise com microdados. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.35, n.3, dez./2005.

SASCHIDA, A; LOUREIRO, P. R. A; MENDONÇA, M, J, C de. Um estudo sobre escolaridade. **Revista Brasileira de Economia**. v.58, n.2, p. 249-265, 2004.

SCATOLIN, F. D.; CRUZ, M. J. V.; PORCILE, G.; NAKABASHI, L. Desindustrialização? Uma análise comparativa entre Brasil e Paraná. *Indicadores* **Econômicos FEE**, v. 35, n.1, p.105-120, ago./2007.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A., Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, Rio de Janeiro: dez./2001.

SILVA, A. M.; DE NEGRI, J. A. de; KUBOTA, L. C. **Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil**. Texto para discussão, n. 1173. Brasília: IPEA, 2006.

SILVA, R. A. **Evolução recente do terciário (serviços) no Brasil**. 2009. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

TREGENNA, F. Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. **Cambridge Journal of Economics**, v.33, n.3, p.433-466, mai./2008.

VALOTTO G. P. La Evolución en la consideración económica del sector servicios. **Revista Contribuciones a la Economía**, 2011. ISSN 1696- 8360. Disponível em: <http://www.eumed.net/ce/2011a/>. Acesso em 10 out. 2015.

VAZ, D. V., HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste de funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, Campinas. v.16, n.2, p.199-232, ago./2007.

VILELA, T.; ARAÚJO, E.; RIBEIRO, E. Análise do diferencial de renda do trabalho em 2008 entre diferentes **gerações** de trabalhadores no Brasil. **Revista EconomiA**, mai.-ago./2012.

WOLCOTT, S. STRIKES IN COLONIAL INDIA, 1921-1938. **Industrial and labor relations review**, v. 61, n. 4, jul./2008.

Quadro 3 - Denominações das atividades a partir da CNAE-IBGE

Código	Denominações
210	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
220	Fabricação de papelão corrugado e de embalagens e artefatos de papel e papelão
230	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool
240	Fabricação de produtos químicos
250	Fabricação de artigos de borracha e plástico
290	Fabricação de máquinas e equipamentos
300	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática
310	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
320	Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações
330	Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios
340	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias
350	Fabricação de outros equipamentos de transporte
640	Correios e telecomunicações
650	Intermediação financeira, exclusive seguros e previdência privada
660	Seguros e previdência privada
670	Atividades auxiliares da intermediação financeira
700	Atividades imobiliárias
720	Atividades de informática e conexas
730	Pesquisa e desenvolvimento das ciências sociais e humanas
740	Serviços prestados principalmente às empresas
800	Educação
920	Atividades recreativas, culturais e desportivas

Fonte: Baseado na PNAD-IBGE (Anexo III)

Tabela 14. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2004 (Em log)

	Indústria										Serviços									
	10º		25º		50º		75º		90º		10º		25º		50º		75º		90º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Nordeste	-0,459	0,0017	-0,407	0,0014	-0,140	0,0011	-0,036	0,0014	0,026	0,0021	-0,519	0,0014	-0,268	0,0007	-0,215	0,0007	-0,155	0,0009	-0,107	0,0012
Sudeste	0,085	0,0014	0,241	0,0013	0,236	0,0010	0,231	0,0013	0,100	0,0020	0,196	0,0012	0,168	0,0007	0,121	0,0007	0,066	0,0009	0,023	0,0012
Sul	0,190	0,0014	0,316	0,0014	0,198	0,0011	0,119	0,0015	-0,043	0,0023	0,216	0,0013	0,191	0,0007	0,098	0,0008	0,028	0,0010	-0,057	0,0014
Centro-Oeste	0,036	0,0019	0,102	0,0017	0,094	0,0013	0,088	0,0018	0,051	0,0027	0,203	0,0014	0,142	0,0008	0,092	0,0009	0,077	0,0011	0,075	0,0015
Ens. Fundamental	0,177	0,0010	0,183	0,0008	0,206	0,0007	0,301	0,0009	0,359	0,0013	0,392	0,0011	0,225	0,0005	0,265	0,0005	0,268	0,0006	0,247	0,0007
Ens. Médio	0,394	0,0010	0,456	0,0008	0,535	0,0007	0,821	0,0010	1,017	0,0018	0,845	0,0010	0,540	0,0005	0,663	0,0005	0,717	0,0006	0,692	0,0009
Ens. Superior	0,465	0,0011	0,684	0,0009	0,989	0,0008	1,983	0,0014	3,344	0,0035	0,946	0,0010	0,774	0,0005	1,272	0,0006	1,876	0,0008	2,284	0,0015
Pós-graduação	0,440	0,0017	0,646	0,0018	1,050	0,0019	2,359	0,0055	5,897	**0,0148**	0,801	0,0013	0,709	0,0008	1,365	0,0010	2,555	0,0018	4,766	0,0060
Filhos	-0,100	0,0006	-0,058	0,0004	-0,026	0,0003	-0,027	0,0004	0,013	0,0006	-0,076	0,0004	-0,035	0,0002	-0,030	0,0002	-0,001	0,0003	0,010	0,0004
Branco	0,081	0,0006	0,118	0,0006	0,147	0,0005	0,221	0,0007	0,282	0,0011	0,130	0,0006	0,125	0,0003	0,190	0,0004	0,229	0,0004	0,246	0,0006
Homem	0,203	0,0009	0,251	0,0007	0,342	0,0006	0,455	0,0008	0,528	0,0013	0,062	0,0006	0,092	0,0004	0,212	0,0004	0,282	0,0005	0,346	0,0007
Experiência	0,034	0,0001	0,045	0,0001	0,048	0,0001	0,069	0,0001	0,086	0,0001	0,052	0,0001	0,039	0,0000	0,051	0,0000	0,058	0,0001	0,065	0,0001
Experiência^2	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000
Tecnologia	0,129	0,0005	0,170	0,0005	0,204	0,0005	0,308	0,0008	0,307	0,0015	0,282	0,0004	0,159	0,0003	0,153	0,0004	0,098	0,0005	0,122	0,0008
Constante	-0,058	0,0020	-0,162	0,0016	0,013	0,0012	-0,155	0,0018	-0,016	0,0031	-0,737	0,0017	-0,091	0,0009	0,016	0,0009	0,376	0,0011	0,891	0,0016

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2004.
Nota: Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 15. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2009 (Em log)

	Indústria										Serviços									
	10º		25º		50º		75º		90º		10º		25º		50º		75º		90º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Nordeste	-0,398	0,0017	-0,253	0,0009	-0,1886	0,0010	-0,053	0,0013	0,017	0,0017	-0,466	0,0013	-0,189	0,0010	-0,175	0,0006	-0,150	0,0008	-0,109	0,0012
Sudeste	0,146	0,0014	0,183	0,0009	0,159	0,0010	0,163	0,0013	0,065	0,0016	0,258	0,0011	0,159	0,0010	0,088	0,0006	0,049	0,0008	0,012	0,0012
Sul	0,230	0,0014	0,233	0,0009	0,118	0,0010	0,102	0,0014	-0,029	0,0018	0,287	0,0012	0,118	0,0010	0,128	0,0006	0,047	0,0009	-0,019	0,0014
Centro-Oeste	0,117	0,0017	0,090	0,0011	0,069	0,0012	0,082	0,0016	0,109	0,0021	0,232	0,0013	0,069	0,0012	0,085	0,0007	0,086	0,0010	0,099	0,0016
Ens. Fundamental	0,149	0,0011	0,122	0,0006	0,177	0,0007	0,255	0,0008	0,233	0,0009	0,337	0,0011	0,177	0,0007	0,189	0,0005	0,227	0,0006	0,233	0,0008
Ens. Médio	0,365	0,0011	0,308	0,0006	0,483	0,0007	0,680	0,0009	0,607	0,0012	0,791	0,0011	0,483	0,0007	0,483	0,0005	0,595	0,0006	0,632	0,0009
Ens. Superior	0,414	0,0011	0,445	0,0007	0,897	0,0008	1,653	0,0013	2,096	0,0022	0,965	0,0011	0,897	0,0008	1,057	0,0005	1,685	0,0008	2,049	0,0014
Pós-graduação	0,467	0,0018	0,504	0,0014	1,047	0,0018	2,287	0,0034	4,388	0,0087	0,844	0,0012	1,047	0,0018	1,174	0,0008	2,513	0,0019	4,902	0,0060
Filhos	-0,067	0,0005	-0,035	0,0003	-0,039	0,0003	-0,026	0,0004	-0,015	0,0005	-0,068	0,0004	-0,039	0,0003	-0,030	0,0002	-0,012	0,0003	-0,006	0,0004
Branco	0,067	0,0005	0,067	0,0003	0,118	0,0004	0,192	0,0006	0,203	0,0008	0,103	0,0005	0,118	0,0004	0,137	0,0003	0,217	0,0004	0,257	0,0006
Homem	0,258	0,0008	0,215	0,0005	0,357	0,0005	0,434	0,0007	0,320	0,0010	0,089	0,0006	0,357	0,0005	0,201	0,0003	0,263	0,0005	0,341	0,0008
Experiência	0,025	0,0001	0,023	0,0000	0,037	0,0001	0,055	0,0001	0,059	0,0001	0,045	0,0001	0,037	0,0001	0,041	0,0000	0,053	0,0001	0,064	0,0001
Experiência^2	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000
Tecnologia	0,130	0,0004	0,117	0,0003	0,193	0,0004	0,234	0,0007	0,198	0,0010	0,260	0,0004	0,193	0,0004	0,123	0,0003	0,124	0,0005	0,135	0,0008
Constante	0,302	0,0019	0,511	0,0011	0,422	0,0012	0,320	0,0017	0,976	0,0023	-0,367	0,0016	0,422	0,0012	0,461	0,0007	0,594	0,0011	0,894	0,0017

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2009.

Nota: A variável dependente é o RIF para os respectivos quantis. Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 16. Estimativas da regressão quantílica incondicional por setor – 2014 (Em log)

	Indústria										Serviços									
	10º		25º		50º		75º		90º		10º		25º		50º		75º		90º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Nordeste	-0,133	0,0012	-0,197	0,0010	-0,093	0,0010	-0,046	0,0013	0,041	0,0019	-0,1600	0,0006	-0,093	0,0010	-0,150	0,0005	-0,139	0,0007	-0,151	0,0012
Sudeste	0,198	0,0010	0,245	0,0009	0,208	0,0009	0,138	0,0013	0,130	0,0019	0,185	0,0006	0,208	0,0009	0,118	0,0005	0,056	0,0007	0,022	0,0012
Sul	0,275	0,0010	0,321	0,0009	0,221	0,0010	0,119	0,0014	0,042	0,0020	0,212	0,0006	0,221	0,0010	0,186	0,0006	0,058	0,0008	-0,073	0,0014
Centro-Oeste	0,163	0,0012	0,165	0,0011	0,143	0,0011	0,140	0,0016	0,089	0,0023	0,202	0,0006	0,143	0,0011	0,154	0,0006	0,104	0,0008	0,068	0,0015
Ens. Fundamental	0,076	0,0008	0,096	0,0007	0,110	0,0007	0,175	0,0009	0,160	0,0011	0,180	0,0006	0,110	0,0007	0,156	0,0005	0,163	0,0006	0,206	0,0009
Ens. Médio	0,180	0,0008	0,250	0,0007	0,355	0,0007	0,491	0,0009	0,442	0,0013	0,370	0,0006	0,355	0,0007	0,389	0,0005	0,416	0,0006	0,467	0,0010
Ens. Superior	0,241	0,0008	0,402	0,0007	0,748	0,0008	1,344	0,0012	1,848	0,0021	0,458	0,0006	0,748	0,0008	0,925	0,0005	1,316	0,0007	1,766	0,0013
Pós-graduação	0,217	0,0011	0,389	0,0011	0,886	0,0014	2,101	0,0023	4,397	0,0087	0,400	0,0007	0,886	0,0014	1,093	0,0008	2,152	0,0015	4,405	0,0056
Filhos	-0,052	0,0004	-0,031	0,0003	-0,033	0,0003	-0,031	0,0004	-0,019	0,0006	-0,031	0,0002	-0,033	0,0003	-0,034	0,0002	-0,012	0,0002	-0,000	0,0004
Branco	0,025	0,0003	0,052	0,0003	0,106	0,0004	0,173	0,0006	0,232	0,0009	0,041	0,0002	0,106	0,0004	0,124	0,0003	0,207	0,0003	0,302	0,0006
Homem	0,137	0,0005	0,200	0,0005	0,332	0,0005	0,366	0,0007	0,312	0,0011	0,057	0,0003	0,332	0,0005	0,221	0,0003	0,249	0,0004	0,329	0,0007
Experiência	0,013	0,0000	0,018	0,0000	0,030	0,0001	0,042	0,0001	0,051	0,0001	0,019	0,0000	0,030	0,0001	0,036	0,0000	0,042	0,0000	0,054	0,0001
Experiência²	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000
Tecnologia	0,082	0,0003	0,089	0,0003	0,124	0,0004	0,184	0,0007	0,163	0,0011	0,131	0,0002	0,124	0,0004	0,106	0,0003	0,130	0,0004	0,168	0,0008
Constante	0,824	0,0013	0,799	0,0012	0,722	0,0012	0,822	0,0017	1,181	0,0026	0,590	0,0009	0,722	0,0012	0,706	0,0007	1,013	0,0009	1,255	0,0016

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2014.

Nota: A variável dependente é o RIF para os respectivos quantis. Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 17. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2004 (Em log)

	Efeito Composição										Efeito Estrutura									
	10º		25º		50º		75º		90 º		10º		25º		50º		75º		90 º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Efeito total	0,022	0,0002	0,013	0,0001	-0,020	0,0002	-0,071	0,0002	-0,123	0,0003	0,078	0,0004	0,041	0,0003	0,016	0,0003	-0,048	0,0004	-0,073	0,0006
Nordeste	0,032	0,0001	0,019	0,0001	0,013	0,0000	0,008	0,0000	0,005	0,0001	0,009	0,0004	-0,023	0,0003	0,019	0,0003	0,019	0,0003	0,022	0,0004
Sudeste	0,007	0,0001	0,008	0,0000	0,006	0,0000	0,004	0,0000	0,002	0,0000	-0,058	0,0010	0,038	0,0008	0,087	0,0008	0,087	0,0008	0,041	0,0012
Sul	0,011	0,0001	0,011	0,0000	0,006	0,0000	0,002	0,0000	-0,003	0,0001	-0,005	0,0004	0,024	0,0003	0,018	0,0003	0,018	0,0003	0,003	0,0005
Centro-Oeste	-0,004	0,0000	-0,003	0,0000	-0,002	0,0000	-0,002	0,0000	-0,002	0,0000	-0,010	0,0001	-0,002	0,0001	0,001	0,0001	0,001	0,0001	-0,002	0,0002
Ens. Fundamental	0,016	0,0001	0,011	0,0000	0,012	0,0000	0,014	0,0001	0,014	0,0001	-0,062	0,0004	-0,012	0,0003	0,010	0,0003	0,010	0,0003	0,032	0,0004
Ens. Médio	-0,006	0,0001	-0,004	0,0001	-0,005	0,0001	-0,007	0,0001	-0,007	0,0001	-0,176	0,0006	-0,033	0,0004	0,041	0,0005	0,041	0,0005	0,127	0,0008
Ens. Superior	-0,061	0,0001	-0,054	0,0001	-0,088	0,0001	-0,138	0,0002	-0,181	0,0003	-0,055	0,0002	-0,011	0,0001	0,012	0,0002	0,012	0,0002	0,118	0,0004
Pós-graduação	-0,002	0,0000	-0,002	0,0000	-0,004	0,0000	-0,007	0,0001	-0,014	0,0001	-0,001	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	0,003	0,0000
Filhos	0,002	0,0000	0,0011	0,0000	0,0008	0,0000	0,0003	0,0000	-0,0002	0,0000	-0,010	0,0003	-0,010	0,0002	-0,011	0,0002	-0,011	0,0002	0,001	0,0003
Branco	0,002	0,0000	0,002	0,0000	0,003	0,0000	0,004	0,0000	0,005	0,0000	-0,029	0,0005	-0,004	0,0004	-0,005	0,0005	-0,005	0,0005	0,022	0,0008
Homem	0,007	0,0000	0,010	0,0000	0,019	0,0000	0,026	0,0001	0,032	0,0001	0,090	0,0007	0,100	0,0005	0,109	0,0006	0,109	0,0006	0,114	0,0010
Experiência	0,028	0,0002	0,024	0,0002	0,029	0,0002	0,035	0,0003	0,040	0,0003	-0,349	0,0023	0,107	0,0016	0,218	0,0020	0,218	0,0020	**0,417**	0,0033
Experiência^2	-0,013	0,0002	-0,010	0,0001	-0,012	0,0002	-0,014	0,0002	-0,015	0,0002	0,097	0,0014	-0,066	0,0010	-0,073	0,0011	-0,073	0,0011	-0,119	0,0018
Tecnologia	0,003	0,0000	0,002	0,0000	0,002	0,0000	0,002	0,0000	0,002	0,0000	-0,044	0,0002	0,003	0,0002	0,060	0,0003	0,060	0,0003	0,053	0,0005
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,680	0,0026	-0,071	0,0019	-0,531	0,0021	-0,531	0,0021	-0,906	0,0035

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2004.
Nota: Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 18. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2009 (Em log)

	Efeito Composição										Efeito Estrutura									
	10º		25º		50º		75º		90º		10º		25º		50º		75º		90º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Efeito total	0,026	0,0002	0,010	0,0001	-0,012	0,0001	-0,061	0,0002	-0,102	0,0003	0,070	0,0003	-0,001	0,0000	0,025	0,0002	-0,014	0,0000	0,018	0,0005
Nordeste	0,030	0,0001	0,012	0,0000	0,012	0,0000	0,009	0,0001	0,006	0,0001	0,011	0,0003	-0,014	0,0002	-0,002	0,0002	0,016	0,0003	0,021	0,0003
Sudeste	0,012	0,0001	0,007	0,0000	0,005	0,0000	0,004	0,0000	0,001	0,0001	-0,059	0,0009	0,037	0,0005	0,037	0,0006	0,060	0,0008	0,028	0,0011
Sul	0,013	0,0001	0,007	0,0000	0,006	0,0000	0,002	0,0000	-0,001	0,0001	-0,011	0,0004	0,018	0,0002	-0,002	0,0002	0,011	0,0003	-0,002	0,0004
Centro-Oeste	-0,004	0,0000	-0,002	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,002	0,0000	-0,007	0,0001	0,000	0,0001	-0,001	0,0001	0,000	0,0001	0,001	0,0002
Ens. Fundamental	0,013	0,0001	0,006	0,0000	0,009	0,0000	0,011	0,0000	0,011	0,0000	-0,046	0,0004	-0,005	0,0002	-0,003	0,0002	0,007	0,0003	0,000	0,0003
Ens. Médio	0,008	0,0001	0,004	0,0001	0,006	0,0001	0,007	0,0001	0,007	0,0001	-0,193	0,0007	-0,014	0,0003	0,000	0,0004	0,038	0,0005	-0,012	0,0007
Ens. Superior	-0,071	0,0001	-0,043	0,0001	-0,087	0,0001	-0,143	0,0002	-0,175	0,0003	-0,080	0,0002	-0,012	0,0001	-0,023	0,0001	-0,004	0,0002	0,007	0,0004
Pós-graduação	-0,003	0,0000	-0,002	0,0000	-0,004	0,0000	-0,008	0,0001	-0,016	0,0001	-0,002	0,0000	0,000	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,002	0,0000
Filhos	0,002	0,0000	0,001	0,0000	0,001	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,001	0,0003	-0,004	0,0001	-0,004	0,0001	-0,006	0,0002	-0,004	0,0002
Branco	0,001	0,0000	0,001	0,0000	0,002	0,0000	0,003	0,0000	0,003	0,0000	-0,020	0,0004	-0,001	0,0002	-0,010	0,0003	-0,014	0,0004	-0,030	0,0006
Homem	0,010	0,0000	0,009	0,0000	0,020	0,0000	0,026	0,0001	0,028	0,0001	0,105	0,0006	0,088	0,0003	0,096	0,0004	0,106	0,0005	-0,013	0,0008
Experiência	0,047	0,0002	0,026	0,0001	0,047	0,0002	0,062	0,0002	0,073	0,0003	-0,400	0,0022	0,021	0,0011	-0,087	0,0013	0,038	0,0018	-0,105	0,0026
Experiência^2	-0,031	0,0002	-0,015	0,0001	-0,025	0,0001	-0,031	0,0002	-0,037	0,0002	0,140	0,0014	-0,019	0,0007	0,042	0,0008	-0,021	0,0011	0,029	0,0015
Tecnologia	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,037	0,0002	-0,004	0,0001	0,020	0,0002	0,031	0,0002	0,018	0,0004
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,669	0,0025	-0,091	0,0013	-0,039	0,0014	-0,274	0,0020	0,082	0,0029

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2009.
Nota: Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 19. Decomposição da distribuição dos diferenciais de rendimentos nos quantis para cada covariável obtida a partir da RIF regression: efeito composição – 2014 (Em log)

	Efeito composição										Efeito estrutura									
	10º		25º		50º		75º		90º		10º		25º		50º		75º		90º	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Efeito total	0,020	0,0001	0,047	0,0002	-0,002	0,0002	0,006	0,0001	-0,091	0,0005	0,038	0,0002	0,047	0,0002	-0,002	0,0002	-0,023	0,0000	-0,091	0,0001
Nordeste	0,009	0,0000	0,009	0,0000	0,008	0,0000	0,007	0,0000	0,007	0,0001	0,005	0,0002	-0,007	0,0002	0,009	0,0002	0,015	0,0002	0,032	0,0004
Sudeste	0,004	0,0000	0,004	0,0000	0,003	0,0000	0,001	0,0000	0,001	0,0000	0,007	0,0006	0,040	0,0005	0,045	0,0005	0,041	0,0007	0,054	0,0011
Sul	0,017	0,0000	0,018	0,0000	0,014	0,0000	0,005	0,0000	-0,004	0,0001	0,013	0,0002	0,019	0,0002	0,008	0,0002	0,013	0,0003	0,024	0,0005
Centro-Oeste	-0,003	0,0000	-0,002	0,0000	-0,002	0,0000	-0,002	0,0000	-0,001	0,0000	-0,003	0,0001	0,001	0,0001	-0,001	0,0001	0,002	0,0001	0,001	0,0002
Ens. Fundamental	0,007	0,0000	0,005	0,0000	0,006	0,0000	0,007	0,0000	0,008	0,0000	-0,023	0,0002	-0,006	0,0002	-0,010	0,0002	0,003	0,0002	-0,010	0,0003
Ens. Médio	0,006	0,0001	0,005	0,0000	0,007	0,0001	0,008	0,0001	0,009	0,0001	-0,087	0,0004	-0,020	0,0004	-0,016	0,0004	0,034	0,0005	-0,011	0,0007
Ens. Superior	-0,034	0,0001	-0,041	0,0001	-0,075	0,0001	-0,111	0,0002	-0,149	0,0003	-0,041	0,0002	-0,020	0,0002	-0,033	0,0002	0,005	0,0003	0,015	0,0005
Pós-graduação	-0,001	0,0000	-0,002	0,0000	-0,004	0,0000	-0,008	0,0001	-0,016	0,0001	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	-0,001	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0001
Filhos	0,003	0,0000	0,002	0,0000	0,002	0,0000	0,001	0,0000	0,000	0,0000	-0,008	0,0001	-0,002	0,0001	0,000	0,0001	-0,007	0,0002	-0,007	0,0003
Branco	0,001	0,0000	0,001	0,0000	0,002	0,0000	0,003	0,0000	0,004	0,0000	-0,008	0,0002	-0,004	0,0002	-0,010	0,0003	-0,017	0,0004	-0,036	0,0006
Homem	0,008	0,0000	0,014	0,0000	0,027	0,0000	0,030	0,0001	0,036	0,0001	0,050	0,0003	0,059	0,0003	0,068	0,0004	0,072	0,0005	-0,011	0,0008
Experiência	0,020	0,0001	0,023	0,0001	0,040	0,0002	0,048	0,0002	0,061	0,0003	-0,110	0,0013	-0,049	0,0011	-0,137	0,0013	0,005	0,0018	-0,057	0,0027
Experiência^2	-0,015	0,0001	-0,015	0,0001	-0,023	0,0001	-0,027	0,0001	-0,034	0,0002	0,027	0,0008	0,006	0,0007	0,054	0,0008	-0,015	0,0011	-0,009	0,0016
Tecnologia	0,0013	0,0000	0,0010	0,0000	0,0012	0,0000	0,0016	0,0000	0,0017	0,0000	-0,015	0,0001	0,000	0,0001	0,005	0,0002	0,016	0,0002	-0,001	0,0004
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,233	0,0016	0,029	0,0013	0,016	0,0014	-0,190	0,0019	-0,074	0,0030

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para o ano de 2014.
Nota: Resultados em negrito são estatisticamente significativos a 5%. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 20. Teste de média do logaritmo do salário/hora: agricultura e serviços - 2004, 2009 e 2014

	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2004	Agricultura	0,889	0,882	0,867	0,911	-54,41
	Serviço	1,519	0,877	1,512	1,525	
	Diferença média	-0,630				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2009	Agricultura	1,171	0,867	1,148	1,194	-51,69
	Serviço	1,743	0,787	1,737	1,748	
	Diferença média	-0,571				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2014	Agricultura	1,530	0,847	1,505	1,556	-37,35
	Serviço	1,973	0,749	1,968	1,979	
	Diferença média	-0,443				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para os respectivos anos.

Tabela 21. Teste de média do logaritmo do salário/hora: agricultura e indústria - 2004, 2009 e 2014

	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2004	Agricultura	0,889	0,882	0,867	0,911	-49,77
	Indústria	1,478	0,808	1,467	1,489	
	Diferença média	-0,589				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2009	Agricultura	1,171	0,867	1,148	1,194	-46,26
	Indústria	1,707	0,744	1,697	1,717	
	Diferença média	-0,536				
	Ln salário/hora	Média	Desvio Padrão (DP)	Intervalo de confiança		Estatística t
2014	Agricultura	1,530	0,847	1,505	1,556	-32,89
	Indústria	1,942	0,710	1,932	1,953	
	Diferença média	-0,412				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para os respectivos anos.

Tabela 22. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura e de serviços: efeito composição e efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

	Efeito Composição						Efeito Estrutura					
	2004		2009		2014		2004		2009		2014	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Efeito total	-0,367	-0,0003	-0,285	0,0003	-0,213	0,0003	-0,310	-0,0005	-0,303	0,0005	-0,267	0,0005
Nordeste	-0,048	0,0001	-0,030	0,0001	-0,023	0,0001	-0,113	0,0000	-0,078	0,0000	-0,047	0,0000
Sudeste	-0,014	0,0001	-0,011	0,0001	-0,022	0,0001	-0,046	0,0006	**0,002**	0,0006	0,027	0,0006
Sul	-0,002	0,0000	-0,005	0,0000	-0,001	0,0000	-0,019	0,0006	0,004	0,0007	0,002	0,0006
Centro-Oeste	0,001	0,0000	0,003	0,0000	0,005	0,0000	0,003	0,0003	0,017	0,0002	0,036	0,0003
Ens. Fundamental	-0,005	0,0001	0,011	0,0001	0,020	0,0001	0,005	0,0002	0,004	0,0002	-0,010	0,0002
Ens. Médio	-0,217	-0,0002	-0,162	0,0002	-0,112	0,0002	0,015	0,0003	-0,001	0,0003	0,012	0,0003
Ens. Superior	-0,223	-0,0002	-0,222	0,0002	-0,213	-0,0002	0,006	0,0002	-0,002	0,0003	-0,004	0,0003
Pós-graduação	-0,010	0,0000	-0,012	0,0000	-0,012	0,0000	0,000	0,0001	0,000	0,0001	0,000	0,0002
Filhos	0,006	0,0000	0,005	0,0000	0,006	0,0000	0,001	0,0000	0,002	0,0000	-0,002	0,0000
Branco	-0,032	0,0001	-0,026	0,0001	-0,018	0,0001	-0,008	0,0002	0,007	0,0002	0,017	0,0002
Homem	0,060	0,0001	0,060	0,0001	0,069	0,0001	0,025	0,0004	0,014	0,0004	0,014	0,0004
Experiência	0,428	0,0005	0,353	0,0004	0,313	0,0004	-0,280	0,0016	-0,217	0,0015	-0,235	0,0015
Experiência^2	-0,312	0,0005	-0,247	0,0004	-0,226	0,0004	0,132	0,0034	0,082	0,0035	0,078	0,0037
Constante	-	-	-	-	-	-	-0,030	0,0020	-0,136	0,0021	-0,156	0,0022

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para os respectivos anos.
Nota: *** Não estatisticamente significativo. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%. Grupo de referência composto por trabalhadores da agricultura.

Tabela 23. Decomposição de Oaxaca-Blinder para os setores de agricultura e de indústria: efeito composição e efeito estrutura – 2004, 2009 e 2014 (Em log)

	Efeito Composição						Efeito Estrutura					
	2004		2009		2014		2004		2009		2014	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Efeito total	-0,311	0,0004	-0,249	0,0004	-0,200	0,0003	-0,344	0,0006	-0,320	-0,0005	-0,259	0,0006
Nordeste	-0,086	0,0002	-0,060	0,0002	-0,037	0,0002	-0,085	0,0000	-0,058	0,0000	-0,047	0,0000
Sudeste	-0,025	0,0002	-0,025	0,0001	-0,038	0,0002	-0,079	0,0006	-0,023	0,0006	-0,002	0,0005
Sul	-0,007	0,0001	-0,012	0,0001	-0,017	0,0001	-0,030	0,0007	0,000***	0,0008	-0,008	0,0007
Centro-Oeste	0,003	0,0000	0,006	0,0000	0,010	0,0001	0,006	0,0003	0,018	0,0003	0,034	0,0003
Ens. Fundamental	-0,019	0,0001	-0,001	0,0001	0,010	0,0001	0,011	0,0002	0,007	0,0002	0,003	0,0002
Ens. Médio	-0,208	0,0002	-0,169	0,0002	-0,118	0,0002	0,023	0,0003	0,001	0,0003	0,024	0,0004
Ens. Superior	-0,116	0,0002	-0,116	0,0002	-0,118	0,0002	0,007	0,0003	-0,001	0,0004	0,001	0,0004
Pós-graduação	-0,005	0,0000	-0,006	0,0000	-0,007	0,0001	0,000	0,0001	0,000	0,0001	0,000	0,0002
Filhos	0,008	0,0001	0,005	0,0000	0,007	0,0001	0,010	0,0000	0,008	0,0000	0,003	0,0000
Branco	-0,034	0,0001	-0,027	0,0001	-0,019	0,0001	-0,005	0,0002	0,010	0,0002	0,026	0,0002
Homem	0,082	0,0001	0,084	0,0001	0,073	0,0001	-0,132	0,0005	-0,147	0,0004	-0,097	0,0004
Experiência	0,402	0,0006	0,304	0,0005	0,257	0,0005	-0,328	0,0017	-0,247	0,0015	-0,195	0,0015
Experiência^2	-0,306	0,0006	-0,232	0,0005	-0,204	0,0005	0,164	0,0035	0,126	0,0035	0,096	0,0037
Constante	-	-	-	-	-	-	0,094	0,0020	-0,014	0,0021	-0,097	0,0022

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD-IBGE para os respectivos anos.
Nota: *** Não estatisticamente significativo. Demais resultados são estatisticamente significativos a 1%. Grupo de referência composto por trabalhadores da agricultura.