

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO - SEPLAG
INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ - IPECE

TEXTO PARA DISCUSSÃO
Nº 58

**A INFORMALIDADE E O DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO MERCADO DE
TRABALHO CEARENSE**

Victor Hugo de Oliveira¹

Fortaleza-CE
Abril/2009

¹ Mestre em Economia – CAEN/UFC. Analista de Políticas Públicas do IPECE.

Textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes – Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Silvana Maria Parente Neiva Santos – Secretária

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Eveline Barbosa Silva Carvalho – Diretor-Geral em exercício

Marcelo Ponte Barbosa – Diretor de Estudos Econômicos

Eveline Barbosa Silva Carvalho – Diretora de Estudos Sociais

A Série Textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) tem como objetivo a divulgação de trabalhos elaborados pelos servidores do órgão, que possam contribuir para a discussão de diversos temas de interesse do Estado do Ceará.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

End.: Centro Administrativo do Estado Governador Virgílio Távora

Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N – Edifício SEPLAN – 2º andar

60830-120 – Fortaleza-CE

Telefones: (85) 3101-3521 / 3101-3496

Fax: (85) 3101-3500

www.ipece.ce.gov.br

ipece@ipece.ce.gov.br

SUMÁRIO

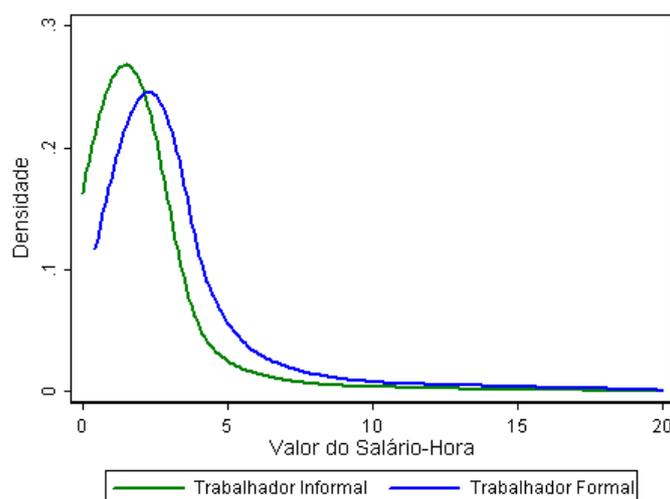
1	INTRODUÇÃO	4
2	FATOS ESTILIZADOS SOBRE A INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO	5
3	BASE DE DADOS	7
4	MODELO ECONOMETRICO	10
5	RESULTADOS	13
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	22
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	24
	APÊNDICE A	26

1 INTRODUÇÃO

A informalidade² ganhou espaço no mercado de trabalho brasileiro ao final da década de oitenta e início da década de noventa. Diversos estudos têm sugerido que o forte crescimento relativo do número de trabalhadores por conta própria e sem carteira assinada não é fruto de um processo estritamente cíclico da economia (ULYSSEA, 2006). Ramos (2002, 2006) afirma que as mudanças estruturais ocorridas no mercado de trabalho brasileiro na década de noventa tem sido o grande responsável pela expansão da informalidade³.

No Estado do Ceará a informalidade atinge aproximadamente 54% da população ocupada entre 25 e 57 anos de idade e que não mais frequenta a escola para os anos entre 2002 e 2006. Ou seja, mais da metade da população adulta ocupada dedicada inteiramente ao trabalho está exercendo algum tipo de atividade sem carteira de trabalho assinada. Esse número representa o peso da informalidade no mercado de trabalho cearense. Em geral, trabalhadores informais apresentam salários menores do que trabalhadores formais. O Gráfico 1.1 apresenta a distribuição dos valores do salário-hora entre trabalhadores formais e informais, sugerindo a existência de diferencial de salário entre os mesmos no estado do Ceará.

Gráfico 1.1: Distribuição do Salário-Hora entre Trabalhadores Formais e Informais no Ceará (2002-2006)



Fonte: Elaboração do Autor.

A literatura nacional traz um intenso debate sobre os diferenciais de salários entre trabalhadores formais e informais, principalmente abordando a hipótese de segmentação no mercado de trabalho. Segundo Uyssea (2006), a associação entre diferenciais de salários e a

² Segundo Ulyssea (2006), não há um consenso a respeito do conceito de informalidade. No Brasil, a legislação trabalhista exige que todos os trabalhadores assalariados possuam uma carteira de trabalho assinada. Isso acabou por tornar o conceito de informalidade diretamente associado à posse ou não da carteira de trabalho assinada. Diversos estudos têm considerado não somente os trabalhadores sem carteira assinada como parte do segmento informal, mas também aqueles que trabalham por conta própria. A justificativa seria a de que ambos não contribuem para a previdência social.

³ O autor ressalta que uma possível expansão de um setor intensivo em trabalho informal (setor de serviços) e uma retração um setor mais intensivo em trabalho formal (indústria de transformação), já seriam suficientes para gerar um significativo efeito composição no mercado de trabalho, que seria crucial para o aumento da informalidade.

existência de segmentação se baseia na suposição de que os empregos formais são escassos ou que existem barreiras à entrada no setor formal (tais como sindicatos, segregação racial e discriminação por gênero). O autor ainda ressalta que um dos principais fatos estilizados mais bem consolidados na literatura nacional é o de que trabalhadores formais apresentam maiores médias salariais do que os informais, mesmo controlando por todas as características observáveis e após controlar o viés de seleção.

Maloney (1999) sugere que esta associação entre diferenciais de salários e a hipótese de segmentação não é adequada por envolver problemas relacionados às características não observáveis do trabalhador e da própria ocupação, as quais podem afetar diretamente a escolha do indivíduo em função das peculiaridades e benefícios distintos relacionados ao setor formal e informal da economia. Esta hipótese é corroborada por estudos brasileiros recentes que têm mostrado que o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais são bastante influenciados pelas características não observáveis dos indivíduos, principalmente devido à escolha entre ocupações formais e informais [Henley e Carneiro (2001), Menezes-Filho et alli. (2004), Tannuri-Pianto e Pianto (2002)].

Portanto, o objetivo do presente estudo é analisar o diferencial de salários no mercado de trabalho cearense em função do tipo de ocupação do indivíduo, levando em consideração o possível viés de seleção associado à escolha entre o setor formal ou informal. Ademais, o estudo se propõe a analisar o comportamento do retorno das variáveis explicativas ao longo da distribuição de rendimentos e, para tanto, faz uso do método de regressões quantílicas. A correção do viés de seleção em regressões quantílicas segue a metodologia desenvolvida por Buchinsky (1998).

O presente estudo está assim estruturado: além dessa seção introdutória, a Seção 2 descreve, de maneira sucinta, os principais fatos estilizados sobre a informalidade no mercado de trabalho brasileiro; a Seção 3 detalha a amostra de dados; a Seção 4 descreve o modelo econométrico; a Seção 5 apresenta os resultados empíricos, seguida da conclusão na Seção 6.

2 FATOS ESTILIZADOS SOBRE A INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

Segundo Ulyssea (2006), não há um consenso a respeito do conceito de informalidade. No Brasil, a legislação trabalhista exige que todos os trabalhadores assalariados possuam uma carteira de trabalho assinada. Isso acabou por tornar o conceito de informalidade diretamente associado à posse ou não da carteira de trabalho assinada. Diversos estudos têm considerado não somente os trabalhadores sem carteira assinada como parte do segmento informal, mas também aqueles que trabalham por conta própria. A justificativa seria a de que ambos não contribuem para a previdência social.

Camargo (1998) afirma que do ponto de vista macroeconômico, a abertura comercial e a estabilização dos preços apresentaram reflexos direto no desempenho do mercado de trabalho nacional na década de noventa. O autor argumenta que a abertura comercial combinada com uma

valorização cambial induziu a competitividade no setor industrial, o qual passou a importar máquinas e equipamentos gerando um forte processo de transferência tecnológica. Essa tecnologia introduzida na indústria de transformação passou a exigir mais qualificação dos trabalhadores, os quais, impossibilitados de se requalificarem, passaram a ofertar mão-de-obra no setor de serviços. Tal setor exigia menos mão-de-obra qualificada e estava pouco sujeito as fortes e freqüentes mudanças tecnológicas. Muito provavelmente, a migração de mão-de-obra desqualificada da indústria de transformação para o setor de serviços e comércio em busca de melhores salários (em virtude da estabilização dos preços), gerou uma forte expansão do número de atividades informais.

Do ponto de vista microeconômico, onde o comportamento do trabalhador no mercado de trabalho se destaca, os resultados são ainda mais interessantes. Oliveira e Carvalho (2006) analisaram a atividade de busca por emprego para os dados da Pesquisa de Padrão de Vida do IBGE entre 1996 e 1997, e evidenciaram que indivíduos que buscavam por ocupações sem carteira assinada apresentavam maior probabilidade de sair do estado de desemprego do que indivíduos que buscavam por ocupações formais. As evidências mostram que o salário reserva dos indivíduos que realizaram a busca por ocupações sem carteira assinada era substancialmente menor do que os trabalhadores que buscavam por ocupações com carteira assinada, o que poderia explicar tal situação. Além disso, os autores sugerem que uma maior taxa de oferta de empregos no setor informal em relação ao setor formal, pode aumentar as chances dos indivíduos que procuravam por ocupações sem carteira assinada de sair do estado de desemprego.

Como resultado de diversas comprovações empíricas, a literatura nacional apresenta importantes fatos estilizados a respeito da informalidade no mercado de trabalho brasileiro. Ulyssea (2006) sumariza os seguintes aspectos da informalidade no Brasil:

- i. Trabalhadores sem carteira de trabalho assinada apresentam, em média, menos anos de estudo do que assalariados formais [Barros et al.(1993), Cacciamali e Fernandes (1993), Fernandes (1996), Neri (2002), Tannuri-Pianto e Pianto (2002) e Soares (2004)];
- ii. O retorno da educação sobre os salários dos trabalhadores formais e informais não é homogêneo entre indivíduos com diferentes níveis de escolaridade. Ou seja, nem sempre trabalhadores com carteira assinada tem um retorno da educação maior do que os trabalhadores sem carteira [Carneiro e Henley (2001); Tannuri-Pianto e Pianto (2002)]
- iii. O retorno à experiência decresce com a escolaridade do indivíduo tanto para trabalhadores formais quanto informais. Para os homens, o retorno à experiência é maior para trabalhadores formais. Enquanto para as mulheres, este mesmo retorno é maior para trabalhadores informais [Kassouf (1998)];
- iv. A probabilidade de um determinado indivíduo ser um trabalhador sem carteira assinada decresce com o grau de escolaridade do mesmo e apresenta uma relação quadrática

em formato de U. Isto é, essa probabilidade decresce inicialmente para indivíduos com baixa escolarização e aumenta para indivíduos com elevada escolarização [Fernandes (1996)];

- v. Trabalhadores do sexo feminino, brancos, sindicalizados, residentes em áreas urbanas e trabalhando em grandes estabelecimentos (mais de dez empregados) apresentam uma probabilidade menor de estarem situados no mercado de trabalho informal [Carneiro e Henley (2001), Tannuri-Pianto e Pianto (2002)];
- vi. A taxa de rotatividade de empregados assalariados é maior para trabalhadores informais em relação aos formais [Amadeo et. al (2000)]. Além disso, a taxa de permanência no emprego sem carteira assinada é significativamente menor do que a registrada para ocupações formais [Curi e Menezes-Filho (2004)].

Vale salientar que muitos dos fatos estilizados listados nesta seção podem ser observados a nível para a economia cearense, principalmente em relação ao diferencial de retorno em função da educação, experiência, e características naturais dos trabalhadores formais e informais.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada no presente estudo é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Restringindo-se apenas ao estado do Ceará, a base de dados compreende o período entre 2002 e 2006. Esse corte se fez necessário em virtude de mudanças na classificação de ocupações a partir de 2002 na PNAD. Na amostra foram considerados indivíduos de ambos os gêneros com idade entre 25 e 57 anos⁴, os quais não mais freqüentam a escola e declararam a renda do trabalho principal e o número de horas trabalhadas. Além disso, foram excluídos da amostra aqueles indivíduos que se declararam funcionários públicos estatutários, militares, trabalhadores por conta própria, empregadores e indivíduos que trabalharam para o próprio consumo. Portanto, o presente estudo analisa os salários apenas dos indivíduos que declararam ter ou não carteira de trabalho assinada. Abaixo, o Quadro 3.1 apresenta a lista de variáveis e suas estatísticas descritivas.

A variável dependente do estudo é o logaritmo natural do salário-hora. Essa variável foi obtida dividindo a renda do trabalho principal⁵ pelo número de horas semanais trabalhadas multiplicadas por 4, o qual corresponde ao número de semanas trabalhadas em um mês. Como variáveis explicativas são utilizadas as variáveis clássicas utilizadas em equações salariais como educação e experiência⁶, e as variáveis de características naturais como gênero, cor ou raça e residência do indivíduo. Não obstante, duas outras variáveis são contempladas no presente estudo, são elas: informalidade e sindicalização.

⁴ Esse corte segue Menezes Filho et al. (2004) como forma de reduzir a presença de aposentados na amostra.

⁵ Vale ressaltar que o valor da renda do trabalho principal tem seu valor corrigido com base no INPC de 2006.

⁶ A variável de experiência foi construída da mesma forma como sugerido por Heckman et al (2000), EXP = Idade – anos de estudo – 6.

Quadro 3.1: Descrição das Variáveis e suas Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição da Variável	Valores	N	Média	DP
Características da Ocupação					
RTRB	Renda mensal do trabalho principal	1 – 17000 (R\$)	16723	445.53	620.86
HTRB	Horas semanais habitualmente trabalhadas no trab. principal	1 – 98 (Horas)	16773	43.46	12.77
PARTIC	Condição de participação no mercado de trabalho	1 = participa 0 = não participa	28575	0.67	0.47
OCUP	Situação de ocupação	1 = ocupado 0 = desocupado	19113	0.88	0.33
SETOR	Setor de ocupação	1 = agrícola 2 = indústria 3 = construção 4 = comércio 5 = serviços	15240	3.62	1.44
INFOR	Condição da ocupação	1 = informal 0 = formal	16782	0.49	0.50
SIND	Sindicalização	1 = sindicalizado 0 = não sindicalizado	19634	0.18	0.39
TENUR	Tempo de permanência no último emprego	0 – 564 meses	16781	69.15	81.44
Características Individuais e do Domicílio					
EDUC	Número de anos de estudos	0 - 15 anos	28575	6.31	4.41
FEM	Sexo feminino	1 = feminino 0 = masculino	28577	0.56	0.50
IDADE	Idade em anos completos	25 - 57 anos	28577	37.41	8.76
NBRC	Cor não branca (preta, parda e amarela)	1 = não branco 0 = branca	28576	0.68	0.47
CFAM	Condição na família	1 = referência 2 = cônjuge 3 = filho 4 = outro parente 5 = agregado 6 = pensionista 7 = emp. domést.	28577	1.78	0.97
TFAM	Tamanho da família	1 – 16 pessoas	28360	3.90	1.56
RM	Região metropolitana	1 = RMF 0 = interior	28577	0.71	0.45
URB	Localização urbana ou rural do domicílio	1 = Urbano 0 = Rural	28577	0.91	0.29

Fonte: Próprio Autor

A informalidade é caracterizada nesse estudo como indivíduos ocupados que não possuem carteira de trabalho assinada. Como estamos tratando de oferta de trabalho, não há necessidade de considerarmos os trabalhadores que trabalham como autônomos ou que trabalham para o próprio consumo. Além disso, não foram considerados como formais aqueles indivíduos que se enquadram como trabalhadores estatutários e militares, pois a lei trabalhista que os regem difere significativamente da Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), o que poderia causar um viés amostral nos resultados do estudo

Abaixo, a Tabela 3.1 mostra os valores médios das principais variáveis do presente estudo, levando em consideração os decis da distribuição de rendimentos e o tipo de ocupação (formal ou informal). Em geral, a informalidade é mais incidente nos quantis mais baixos da distribuição de rendimentos. No 1º decil (Q1), a proporção de trabalhadores com ocupações informais é de 100%, enquanto no 10º decil esta proporção cai para 30.6%. Além disso, o nível de escolaridade é maior à medida que os decis da distribuição são maiores, diferentemente da experiência que é maior à medida que os decis da distribuição são menores. Todavia, indivíduos do 1º decil possuem em média 3 anos de estudo, enquanto aqueles indivíduos no 10º decil possuem em média 12 anos de estudo.

Tabela 3.1: Valore Médios das Variáveis por Decis da Distribuição de Rendimentos

DECIS	Variáveis									
	W/H	EDUC	EXP	FEM	NBRC	TENURE	SIND	RM	URB	INFORMAL
AMOSTRA TOTAL										
Q1	0.03	3.41	28.05	73.65%	67.33%	165.61	28.42%	20.35%	45.58%	100.00%
Q2	0.55	3.27	26.83	46.16%	72.63%	123.69	16.59%	33.41%	67.16%	98.05%
Q3	1.04	3.88	25.72	38.87%	71.95%	99.16	10.70%	49.33%	76.42%	87.17%
Q4	1.42	4.82	23.94	37.10%	71.85%	80.27	12.17%	61.83%	85.10%	59.26%
Q5	1.70	5.80	22.51	42.10%	71.11%	73.16	14.80%	69.68%	90.29%	39.61%
Q6	2.02	6.45	22.85	40.98%	69.45%	78.50	16.65%	71.74%	90.30%	36.12%
Q7	2.50	6.97	23.22	37.42%	66.72%	89.74	19.89%	75.81%	93.40%	33.55%
Q8	3.31	8.05	22.96	36.83%	63.39%	95.14	21.10%	78.21%	94.35%	29.63%
Q9	5.14	9.74	22.63	40.21%	57.25%	102.69	26.98%	79.96%	96.74%	29.90%
Q10	17.76	12.03	23.62	40.65%	46.66%	132.67	35.67%	85.91%	98.40%	30.66%
TRABALHADORES COM CARTEIRA ASSINADA (FORMAIS)										
Q1	1.30	5.78	20.86	41.98%	70.71%	56.20	16.05%	74.30%	93.83%	-
Q2	1.59	6.19	20.73	41.46%	72.41%	53.84	22.03%	74.56%	94.70%	-
Q3	1.76	6.79	19.42	46.43%	69.35%	59.29	20.62%	77.19%	95.51%	-
Q4	1.93	7.07	20.23	42.19%	71.75%	54.80	25.03%	80.10%	93.80%	-
Q5	2.15	7.55	20.45	39.63%	67.13%	62.05	24.83%	82.98%	95.57%	-
Q6	2.48	8.11	20.36	36.21%	70.06%	67.95	33.61%	87.69%	97.63%	-
Q7	2.93	8.48	20.27	30.00%	65.70%	68.12	33.60%	88.49%	97.09%	-
Q8	3.63	9.33	20.11	32.36%	60.26%	76.95	33.41%	88.28%	96.95%	-
Q9	5.17	10.33	20.70	34.83%	55.63%	87.06	41.26%	90.34%	98.85%	-
Q10	15.63	12.82	21.36	40.12%	44.97%	116.65	49.35%	89.47%	99.41%	-
TRABALHADORES SEM CARTEIRA ASSINADA (INFORMAIS)										
Q1	0.42	3.61	23.45	63.27%	74.20%	69.50	9.46%	42.38%	75.43%	-
Q2	0.77	3.61	24.11	52.27%	73.74%	80.63	8.71%	40.00%	75.71%	-
Q3	1.00	3.73	24.26	41.15%	73.83%	74.91	7.74%	46.07%	74.45%	-
Q4	1.21	3.93	24.09	42.09%	71.90%	76.61	6.08%	52.80%	78.59%	-
Q5	1.40	4.18	23.09	40.55%	74.01%	58.07	6.09%	64.18%	85.45%	-
Q6	1.62	4.88	22.69	44.56%	73.02%	57.24	6.46%	66.33%	87.53%	-
Q7	1.86	5.64	22.42	45.44%	71.85%	59.03	6.17%	68.10%	89.14%	-
Q8	2.24	5.83	23.44	44.62%	69.41%	64.80	7.26%	70.37%	90.93%	-
Q9	3.08	7.04	22.40	41.68%	69.46%	69.35	7.76%	73.97%	93.87%	-
Q10	9.86	10.60	21.08	42.07%	53.01%	69.66	15.25%	75.77%	96.06%	-

Fonte: Próprio Autor

Observando os valores médios para trabalhadores formais e informais, claramente, percebe-se a existência do diferencial de salário-hora em cada quantil da distribuição de rendimentos em favor dos trabalhadores formais. Quanto ao nível educacional, o diferencial é de aproximadamente 2 anos a mais de estudo em favor dos trabalhadores formais. Também, observa-se que os trabalhadores formais se concentram mais nas áreas urbanas e região metropolitana de Fortaleza do que os trabalhadores informais.

Portanto, a Tabela 3.1 traz uma boa caracterização da distribuição dos valores médios amostrais por decis da distribuição de rendimentos, sendo muito importante para a análise das estimativas obtidas na seção que traz os resultados do modelo econométrico.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

4.1 Modelo Empírico

O modelo empírico a ser estimado tem como base a equação de rendimentos proposta por Mincer (1974). Essa equação estima os efeitos não somente das variáveis clássicas (escolaridade e experiência), mas também de outras variáveis explicativas capazes de afetar salários, como as características naturais dos indivíduos e do próprio mercado de trabalho. O modelo empírico é descrito da seguinte forma:

$$\ln w_i = \alpha + \delta_1 \cdot educ_i + \delta_2 \cdot exp_i + \delta_3 \cdot exp_i^2 + z' \rho + u_i \quad (4.1)$$

De tal forma que w_i é o salário-hora real⁷, $educ_i$ representa os anos de estudo (ou escolaridade do indivíduo), exp_i é a experiência (mensurada como a diferença entre a idade em anos completos e a idade com a qual começou a trabalhar). O vetor de variáveis controles é representado por z , o qual é composto pelas seguintes variáveis: fem_i que assume valor 1 para indivíduos do sexo feminino e 0 para indivíduos do sexo masculino; $nbrc_i$ que assume valor 1 para indivíduos de cor ou raça não branca e 0 para indivíduos de cor ou raça branca; rm_i que assume valor 1 para indivíduos que residem na região metropolitana e 0 para indivíduos que residem no interior do estado; urb_i que assume valor 1 para indivíduos que residem em áreas urbanas e 0 para indivíduos que residem em áreas rurais; ten_i que representa a “tenure” ou tempo de permanência no atual emprego em número de meses trabalhados; $sin d_i$ que assume valor 1 para indivíduos vinculados à sindicatos, e 0 caso contrário; inf_i que assume valor 1 para indivíduos ocupados sem carteira de trabalho assinada, e 0 caso contrário.

A estratégia econométrica para estimar os efeitos do grau de informalidade sobre os rendimentos dos trabalhadores baseia-se na utilização do modelo de regressões quantílicas (MRQ). Essa técnica é particularmente útil para os objetivos do presente estudo por dois motivos:

- i. robustez em relação a valores extremos;
- ii. possibilidade de estimar diferentes curvas de salários de acordo com os quantis da distribuição.

Diferentemente do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) que minimiza a soma quadrada dos erros, o MRQ minimiza a soma absoluta do valor absoluto dos erros como solução

⁷ Os valores da renda do trabalho principal coletados na PNAD foram deflacionados pelo INPC, Base 2006 = 100.

alternativa para dois potenciais problemas econométricos em MQO⁸: erros não normais e presença de *outliers*. Na realidade, o MRQ não impõe qualquer distribuição específica para o erro, como é requerido em MQO. Por outro lado, o MQR exige apenas uma forma funcional linear para os parâmetros do modelo. Assim, os estimadores provenientes do MRQ podem ser mais eficientes que os estimadores obtidos por MQO.

Em relação ao item (ii), o MRQ gera suas estimativas tendo como referência a distribuição condicional dos rendimentos, assumindo que as medianas dos salários são lineares com respeito às covariáveis (considerando $\theta = 0.5$, para $0 < \theta < 1$). Utilizando esse mesmo procedimento para os demais quantis da distribuição, é possível computar diversas curvas de salários. Em termos práticos, é possível estimar impactos diferenciados do grau de informalidade sobre os salários de acordo com o quantil da distribuição de salários.

O modelo de regressão quantílica pode ser escrito como:

$$\ln w_i = x_i' \beta_\theta + u_{i\theta}, \quad \text{onde} \quad \text{Quant}_\theta[\ln w_i | x_i] = x_i' \beta_\theta \quad (4.2)$$

Sendo que x_i é o vetor de variáveis exógenas e β_θ é o vetor de parâmetros a ser estimado. Além disso, $\text{Quant}_\theta[\ln w_i | x_i]$, $i = 1, \dots, n$, representa o θ -ésimo quantil de $\ln(w_i)$ condicionado ao vetor x_i , onde $\theta \in (0,1)$. O estimador da θ -ésima regressão quantílica é obtido como uma solução do problema otimização da seguinte função objetivo:

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |\ln(w_i - x_i' \beta_\theta)| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |\ln(w_i - x_i' \beta_\theta)| \right\} \quad (4.3)$$

Esta função objetivo é a soma ponderada dos desvios absolutos. A equação (4.3) é comumente escrita como:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_i \rho_\theta[\ln w_i - x_i' \beta(\theta)] \quad (4.4)$$

De tal modo que $\rho_\theta(\varepsilon)$ é uma função identificadora definida como:

$$\rho_\theta(\varepsilon) = \begin{cases} \theta \varepsilon, & \text{se } \varepsilon \geq 0 \\ (\theta - 1) \varepsilon, & \text{se } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (4.5)$$

Esse problema de otimização pode ser resolvido pelo método de programação linear, onde o erro padrão é obtido pelo método de *Bootstrap*⁹.

⁸ A regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) baseia-se na média da distribuição condicional da variável dependente. Como consequência, o MQO tende a superestimar os efeitos dos *outliers* sobre a variável dependente. Além disso, o MQO assume necessariamente uma distribuição normal para o erro aleatório, o que não acontece em regressões quantílicas.

⁹ Numa distribuição com observações independentes, mas não identicamente distribuídas, pares de $(\ln w_i, x_i)$, $i = 1, \dots, n$, são retirados aleatoriamente de uma amostra original com reposição. Para cada retirada realizada computa-se $\hat{\beta}_n^*(\theta)$. Realizando esse experimento B vezes, é possível produzir uma matriz B, cuja matriz de covariâncias amostral é um estimador consistente da matriz de covariâncias original. Para maiores detalhes ver Koenker e Hallock (2000, p.14)

Corrigindo o Viés de Seleção

Heckman (1979) propôs uma metodologia para a correção do viés de seleção utilizando modelos de escolha binária para estimar a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. Tal procedimento é realizado em dois estágios: i) estima-se um modelo Probit¹⁰, onde a variável dependente assume valor 1 para indivíduos que estão ocupados sem carteira de trabalho assinada e 0 para indivíduos ocupados com carteira de trabalho assinada de acordo com a PNAD. Em seguida obtém-se a razão inversa de Mills para cada ponto da amostra; ii) adicionar a razão inversa de Mills, λ , como um regressor na equação de salários (4.1) e estimar via MQO.

Todavia, o segundo estágio do procedimento torna-se inviável em modelos de regressões quantílicas pelo simples fato de que os quantis são partes de uma distribuição completa, a qual é desconhecida. Buchinsky (1998) sugere uma sutil modificação no procedimento realizado por Heckman (1974,1979). O procedimento é realizado considerando os mesmos dois estágios mencionados anteriormente, porém o termo de correção a ser incluído na equação de salários é um polinômio de terceira ordem e segundo grau da razão inversa de Mills, $\lambda^2 + \lambda + 1$. Desta forma, a equação salarial a ser estimada é dada por:

$$\ln w_i = \alpha + \delta_1 \cdot educ_i + \delta_2 \cdot exp_i + \delta_3 \cdot exp_i^2 + z_i' \rho + \varphi_1 \lambda_i + \varphi_2 \lambda_i^2 + u_i \quad (4.6)$$

Desta forma, o vetor de parâmetros a ser estimado é $\beta = (\alpha, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \varphi_1, \varphi_2, \rho)$. A seção seguinte apresenta os resultados das estimativas do vetor de parâmetros β . Esse procedimento é utilizado por Tannuri-Pianto e Pianto (2002).

Mensurando o Diferencial de Salários

Segundo Loureiro (2003), a discriminação dentro de um grupo de indivíduos se observa quando há tratamento diferenciado (seja por sexo, raça, origem, religião ou outro fator relevante) entre indivíduos que possuem iguais níveis de produtividade. Os estudos seminais sobre discriminação salarial no mercado de trabalho têm origem em Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Ambos atestam a existência de discriminação salarial em relação ao gênero e a cor ou raça no mercado de trabalho.

A decomposição de Oaxaca-Blinder¹¹ consiste na estimação da equação de salários separadamente para grupos de indivíduos, onde um destes grupos é tomado como norma. De acordo com o propósito do presente estudo, toma-se w_{Ai} e x_{Ai} como sendo respectivamente o

¹⁰ Para maiores detalhes, ver Wooldridge (2002, p.560)

¹¹ Segundo Santos e Ribeiro (2006), a decomposição de Oaxaca-Blinder possui limitações e uma delas é o fato da decomposição se basear em médias condicionais. Pois não é possível identificar onde ocorre a discriminação ao longo da distribuição de salários, ou seja, se a discriminação ocorre somente para indivíduos com baixos ou altos salários. Todavia, tal método se encaixa perfeitamente nos objetivos do estudo, pois ele estimará o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais ao longo da distribuição de rendimentos.

salário-hora e o vetor de características do indivíduo pertencente ao grupo A. As equações de salário de reserva relativa aos grupos são dadas por:

$$\ln w_{Ai} = x'_{Ai} \beta_{Ai} + \varepsilon_{Ai} \quad \varepsilon_{Ai} \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (4.7)$$

$$\ln w_{Bi} = x'_{Bi} \beta_{Bi} + \varepsilon_{Bi} \quad \varepsilon_{Bi} \sim N(0, \sigma_B^2)$$

De tal modo que o vetor de β são semi-elasticidades correspondentes às variáveis explicativas em ambos os modelos. A decomposição é dada pela diferença entre os valores médios estimados do salário-hora, tomando o grupo A como referência, $R = \ln \bar{w}_A - \ln \bar{w}_B$. No caso do presente estudo, os trabalhadores formais são assumidos como o grupo de referência.

$$\ln \bar{w}_A - \ln \bar{w}_B = (\bar{x}_A - \bar{x}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{x}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{x}_A - \bar{x}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (4.8)$$

O primeiro termo, $(\bar{x}_A - \bar{x}_B)' \hat{\beta}_A$, da decomposição representa o diferencial de dotações entre os grupos de trabalhadores formais e informais, ou seja, é a componente explicada do diferencial de salário tais grupos. Por outro lado, o segundo termo, $\bar{x}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)$, representa a componente não explicada do diferencial de salários entre os grupos A e B, a qual se atribui a fonte da discriminação salarial à informalidade. Já o terceiro termo é a interação entre o primeiro e o segundo termo da equação (4.8).

De acordo com o Gráfico 1.1, esperamos que o diferencial total de salários estimado se mostre significativo ao longo da distribuição de rendimentos, principalmente em função do diferencial de dotações entre trabalhadores formais e informais, como sugerido pela Tabela 3.1. Já a significância do diferencial de coeficientes estimados para indivíduos com mesmas dotações poderá nos indicar a presença de discriminação salarial em função da informalidade da ocupação, indicando a presença de segmentação no mercado de trabalho mesmo incorporando o viés de escolha dos indivíduos em relação ao tipo de ocupação.

5. RESULTADOS

5.1 Resultados do Modelo Probit

Antes de analisarmos os resultados das regressões quantílicas, analisaremos o modelo Probit que estimou os determinantes da probabilidade do indivíduo ser um trabalhador informal. Portanto, a variável dependente é discreta, assumindo valor 1 para indivíduos que estão ocupados sem carteira de trabalho assinada (trabalhador informal), e 0 para indivíduos ocupados com carteira de trabalho assinada (trabalhador formal). A Tabela 5.1 também disponibiliza os efeitos marginais estimados para cada variável explicativa.

A variável de renda familiar é uma variável discreta que assume valores de 1 a 10, correspondendo a cada decil da distribuição da renda familiar (exclusive a renda de todas as fontes do indivíduo). A Tabela 5.1 mostra que para indivíduos que pertencem de famílias mais pobres (dos quantis mais baixo da distribuição da renda familiar) maiores são as chances de tais

trabalhadores estarem ocupados em atividades sem carteira assinada (ou informais). Neste caso, o aumento da renda familiar capaz de mudar em um decil a posição da família na distribuição, reduz em 0.4% a probabilidade de o indivíduo ocupar uma atividade informal (ver efeito marginal estimado).

Tabela 5.1: Estimativas dos Parâmetros do Modelo Probit

Variável Dependente: Trabalhador Informal		
Variáveis Explicativas	β	Efeito Marginal
Intercepto	1.746 (0.000)	
Renda Familiar	-0.010 (0.027)	-0.004
Educação	-0.101 (0.000)	-0.040
Educação ²	0.002 (0.002)	0.001
Idade	-0.036 (0.004)	-0.014
Idade ² (x 100)	0.052 (0.001)	0.021
Feminino	0.335 (0.000)	0.133
Não Branco	-0.009 (0.718)	-0.003
Chefe de Família	-0.245 (0.000)	-0.098
Cônjuge	-0.151 (0.000)	-0.060
Tenure (x 100)	-0.121 (0.000)	-0.048
Sindicalizado	-0.919 (0.000)	-0.337
Agricultura	1.226 (0.000)	0.418
Indústria	-0.302 (0.000)	-0.119
Construção Civil	0.528 (0.000)	0.205
Serviços	0.469 (0.000)	0.185
RMF	-0.470 (0.000)	-0.186
Urbano	-0.223 (0.000)	-0.089
Log Likelihood	-8701.23	
Teste LR	5314.57	
Pseudo R ²	0.2339	
Observações	16399	

* Entre parênteses os valores -P

Na Tabela 5.1 é possível perceber que a educação afeta a probabilidade do indivíduo ser um trabalhador sem carteira de trabalho assinada. No entanto esse efeito é não linear, mais precisamente assume uma forma de U (ver sinais dos coeficientes estimados das variáveis de Educação e Educação²). Ou seja, a medida que os indivíduos acumulam mais anos de estudo, a

probabilidade destes indivíduos se tornarem trabalhadores informais diminui. Todavia, a probabilidade de se tornarem trabalhadores informais aumenta para indivíduos com elevado nível de educação. Não obstante, a idade também apresenta impacto sobre a probabilidade do indivíduo ser um trabalhador sem carteira assinada, e segue uma forma não linear como observado para a variável educação. Assim, para indivíduos jovens a probabilidade de se tornarem trabalhadores informais diminui à medida que estes se tornam mais experientes. Todavia, para indivíduos adultos a probabilidade de estes estarem ocupados em atividades sem carteira assinada se torna cada vez maior à medida que acumulam mais experiência. Esses resultados corroboram Fernandes (1996) que observou que a educação e a experiência afetam a probabilidade do indivíduo se tornar um trabalhador informal, sendo que esta relação determinística assume a forma de U.

Embora a característica individual de cor ou raça não exerça qualquer influência sobre a probabilidade do indivíduo se tornar um trabalhador informal, a característica de gênero apresenta efeito positivo e significativo. O coeficiente estimado mostra que indivíduos do sexo feminino apresentam um acréscimo de 33.5% na probabilidade de estarem ocupados informalmente do que os homens. Todavia, indivíduos na posição de chefe de família e cônjuge apresentam efeito negativo e significativo. Desta forma, para indivíduos na posição de chefe de família a probabilidade de estarem ocupados informalmente se reduz em 24.5%, enquanto para cônjuges a probabilidade se reduz em 15.1%.

Outra variável importante é o tempo de permanência na atual ocupação, sendo o coeficiente estimado negativo e significativo. Porém o efeito é muito pequeno, pois para cada mês adicional da ocupação atual a probabilidade do indivíduo estar ocupado em uma atividade informal se reduz em aproximadamente 0.05%. Além disso, para os trabalhadores sindicalizados o efeito desta característica afeta negativamente a probabilidade de ser um trabalhador informal. Ou seja, na situação em que um trabalhador desligue de seu sindicato, a probabilidade deste se tornar informal aumenta em 33.7% (ver efeito marginal estimado).

Entre os setores de atividade da economia, indivíduos que estão ocupados no setor agrícola apresentam um acréscimo de 122% na probabilidade de estar exercendo uma atividade sem carteira assinada. Em seguida, indivíduos que estão ocupados nos setores de construção civil e serviços apresentam um acréscimo de 52.8% e 46.9%, respectivamente. Apenas indivíduos ocupados no setor da indústria apresentam uma redução na probabilidade de estar exercendo uma atividade sem carteira assinada, respectivamente -30.2%.

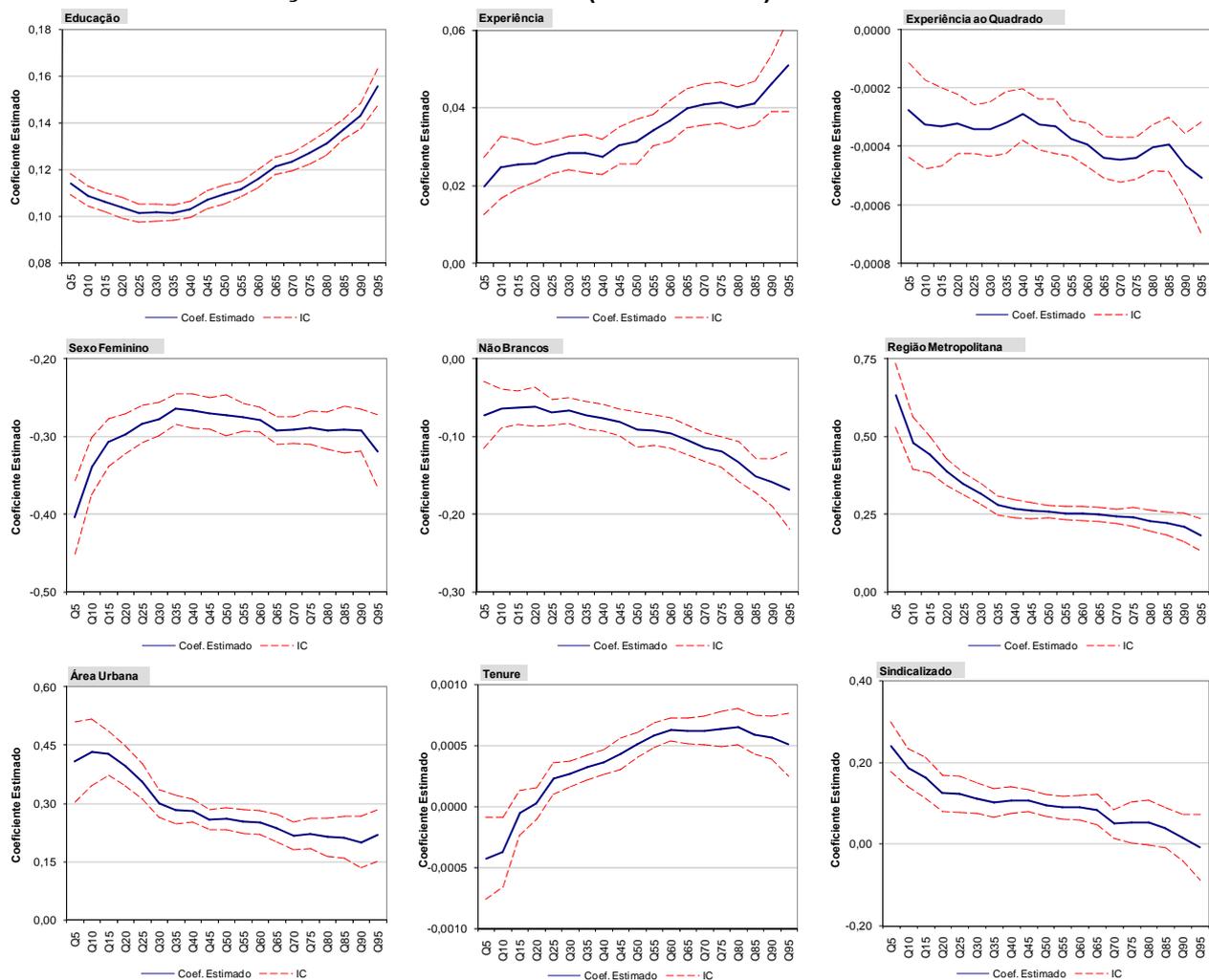
A localização geográfica também apresenta efeito negativo e significativo sobre a probabilidade do indivíduo estar exercendo uma atividade informal. A redução é de 47% para indivíduos que residem na Região Metropolitana de Fortaleza. Já para aqueles que residem em áreas urbanas, a redução é de 22.3%.

Portanto, a partir dos coeficientes estimados pelo modelo Probit foi possível construir a razão inversa de Mills, de tal maneira a tentar corrigir o viés de seleção em função da escolha do indivíduo entre ocupações formais ou informais.

5.2 Resultados do Modelo de Regressões Quantílicas

Nesta subseção, os resultados econométricos são apresentados graficamente¹². Desta maneira, é possível observar o impacto de cada variável para os quantis especificados da distribuição do logaritmo do salário-hora. As estimativas dos coeficientes e suas respectivas estatísticas estão disponíveis no Apêndice. O Gráfico 5.1 apresenta o comportamento dos coeficientes estimados para a amostra total bem como o intervalo de confiança.

Gráfico 5.1: Comportamento dos Coeficientes Estimados segundo os Quantis da Distribuição dos Rendimentos (Salário-Hora) no Estado do Ceará



No Gráfico 5.1 é possível observar que a educação apresenta efeito positivo e significativo sobre o salário-hora. No entanto, o retorno para cada ano adicional de estudo apresenta comportamento diferenciado entre os quantis da distribuição do rendimento, apresentando valores maiores para os quantis mais elevados. Ou seja, o retorno de um ano adicional de estudo é igual

¹² Para obter maiores detalhes a respeito das estimativas, o Apêndice traz a tabela com os coeficientes estimados.

a 11.4% para indivíduos que pertencem ao 5º quantil da distribuição, enquanto o retorno estimado para aqueles que pertencem ao 95º quantil é de 15.5%. Esse comportamento do retorno da educação para os quantis da distribuição indica um aprofundamento da desigualdade de renda, visto que o retorno de um ano adicional de estudo é maior para os indivíduos mais ricos em relação aos mais pobres. Todavia, esse é um resultado que devemos analisá-lo com cautela, pois muito provavelmente indivíduos mais ricos investiram mais em educação no passado e, por isso, o maior retorno de um ano adicional pode estar associado a uma maior média de anos de estudo (ver Tabela 3.1).

A experiência e seu termo quadrático se mostraram significantes para todos os quantis da distribuição. Assim como observado para o retorno da educação, a experiência apresenta um retorno salarial maior para os indivíduos dos quantis mais elevados da distribuição. Para cada ano adicional de experiência, o indivíduo pertencente ao 5º quantil tem um retorno de 2% no seu salário, enquanto o indivíduo do 95º quantil tem um retorno de 5.1%.

Observando as características de gênero e cor/raça, observamos que o impacto de ambas variáveis se mostra negativo e significativo para qualquer quantil especificado. No entanto, a condição de feminina impõe uma perda salarial maior para o indivíduo do que a condição de não branco. Além disso, a perda salarial em função da característica feminina é maior nos quantis mais baixos da distribuição, enquanto a perda salarial em função da característica de cor/raça é maior nos quantis mais elevados da distribuição. Ou seja, é possível que a discriminação salarial em relação ao gênero seja mais forte entre os indivíduos mais pobres, e em relação à cor/raça tal discriminação passa a ser mais forte entre os indivíduos mais ricos. A redução no salário-hora é de aproximadamente 40.4% para as mulheres e 7.2% para os indivíduos não brancos que pertencem ao 5º quantil, enquanto essa redução é de 31.9% para as mulheres e 16.9% para os indivíduos não brancos no 95º quantil da distribuição.

Outro resultado relevante desse modelo é o de que indivíduos que vivem na região Metropolitana de Fortaleza apresentam maiores ganhos salariais em relação aqueles que residem no interior do Estado. Além disso, o retorno salarial em virtude da localização na RMF é maior para os indivíduos no quantis mais baixos da distribuição de salários, onde o acréscimo varia de aproximadamente 18.3% para indivíduos do 95º quantil e 63.2% para indivíduos do 5º quantil. Para os indivíduos que vivem em áreas urbanas é possível observar um acréscimo no salário-hora em relação aqueles que vivem em áreas rurais. Não obstante, o retorno de residir em áreas urbanas é maior para indivíduos dos quantis mais baixos da distribuição e menor para aqueles que pertencem aos quantis mais elevados (por exemplo, o retorno é de 40.7% para o 5º quantil e 21.8% para o 95º quantil). Desta forma, esse resultado pode estar associado ao fato de indivíduos que residem em áreas rurais e/ou do interior do estado buscar melhores condições de ocupação e renda em áreas urbanas ou na região metropolitana de Fortaleza, principalmente indivíduos que fazem parte das classes mais pobres da população em função do elevado retorno registrado para essas variáveis.

O Gráfico 5.1 mostra, também, que o tempo de permanência na atual ocupação traz um retorno positivo sobre o salário dos indivíduos, embora a magnitude desse retorno seja bem inferior ao das demais variáveis. Todavia, indivíduos que pertencem aos quantis mais elevados da distribuição possuem maiores retornos para cada mês adicional que permanecem na ocupação atual. Além disso, observou-se que indivíduos que possuem vínculo com sindicatos apresentam retorno positivo sobre o rendimento. Este é um resultado esperado em função do papel exercido pelos sindicatos. Todavia, é importante ressaltar que este retorno sobre o salário é maior para os indivíduos que pertencem aos quantis mais baixos da distribuição. Muito provavelmente, o baixo poder de barganha¹³ faz com que haja uma maior sindicalização da classe trabalhadora mais pobre em busca da proteção dos seus direitos trabalhistas e da manutenção do valor real de seus salários.

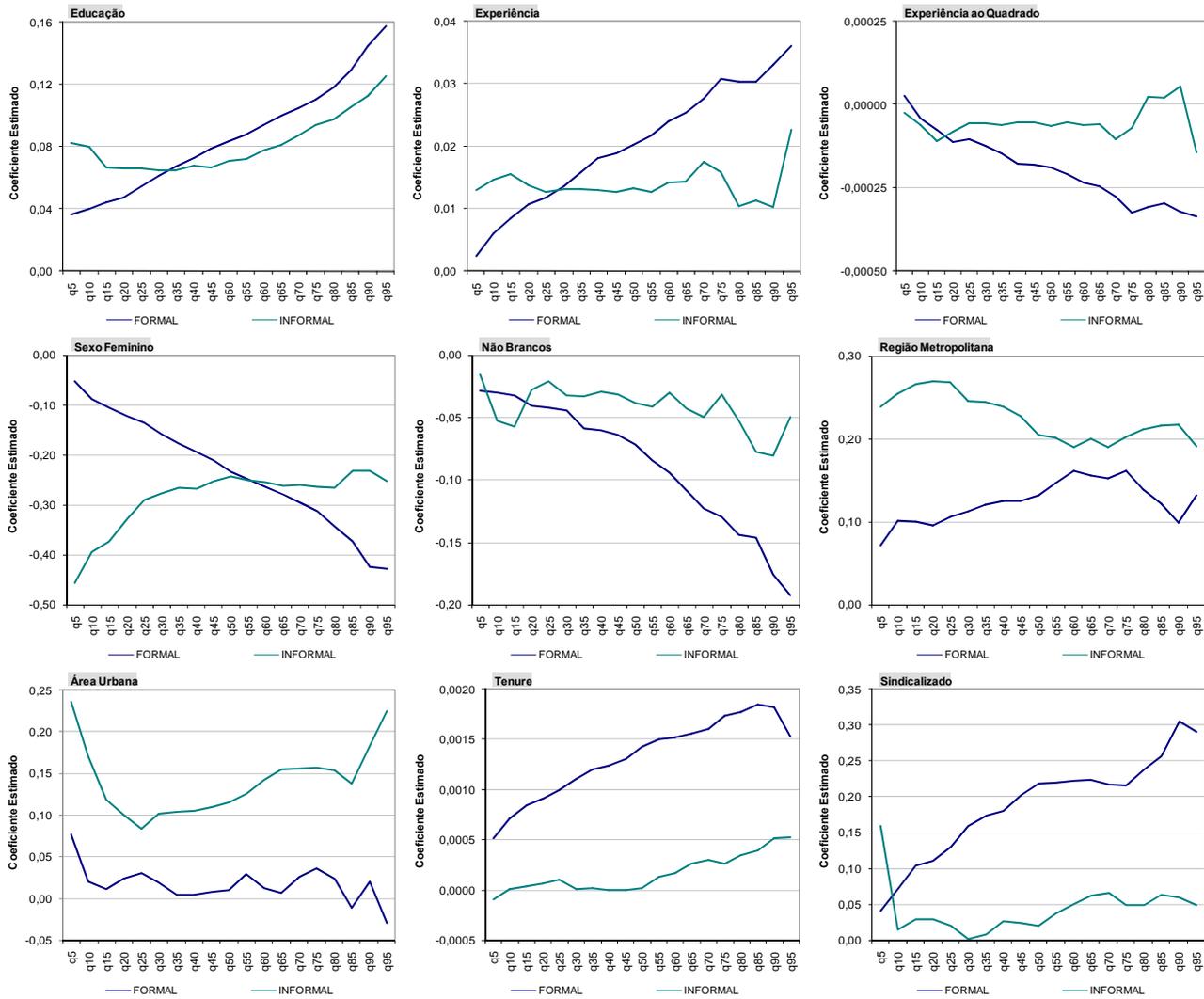
Antes de analisarmos os coeficientes estimados da equação de salários separadamente para o setor formal e informal no mercado de trabalho cearense, torna-se importante comentar o comportamento do viés de seleção. Os coeficientes estimados não se mostraram estatisticamente significante nos quantis mais baixo da distribuição (do 5º ao 25º quantil). Esse resultado indica que indivíduos para os quantis mais baixos da distribuição de rendimentos no mercado de trabalho cearense, os salários não sofrem qualquer influência proveniente do viés de seleção. Ou seja, o salário é explicado somente pelas características observáveis dos indivíduos. Possivelmente, o diferencial de salário entre trabalhadores formais e informais será proveniente da segmentação do mercado de trabalho cearense.

Por outro lado, o sinal do coeficiente passa a ser negativo e significativo nos quantis mais elevado da distribuição de salários (do 50º ao 90º quantil, exceto no 95º quantil), indicando que tais indivíduos obtêm menores rendimentos provenientes do trabalho informal do que o esperado em virtude de suas características observáveis. Contudo, tais trabalhadores escolhem o setor informal da economia cearense em virtude de determinados benefícios que são inexistentes no setor formal (por exemplo, renda não tributável), como argumenta Tannuri-Pianto e Pianto (2002). Desta forma, o salário dos indivíduos nas classes de renda mais elevadas sofre influência não somente das características observáveis, mas também da escolha entre as ocupações formais ou informais.

Quando estimamos a equação de salários separadamente entre indivíduos com ocupações formais e informais, os resultados são ainda mais reveladores. Para tanto, o Gráfico 5.2 apresenta os coeficientes estimados separadamente, controlando o problema do viés de seleção. Por exemplo, nos quantis mais baixos da distribuição de salários, o retorno de um ano adicional de estudo é maior para os trabalhadores informais em relação aos formais. Enquanto nos quantis mais elevados da distribuição esta situação se inverte. Acima do 30º quantil.

¹³ Tais conclusões corroboram o descrito no estudo seminal de Becker (1983) "A Theory of Competition Among Pressure Groups for Political Influence" que afirma que as conquistas dependem da eficiência em exercer pressão de cada grupo de interesse e que os governos corrigem as falhas de mercado favorecendo aos grupos politicamente organizados e fortes.

Gráfico 5.2: Comportamento dos Coeficientes Estimados por Regressões Quantílicas Simultâneas para Trabalhadores Formais e Informais



Por outro lado, como o diferencial do retorno de um ano adicional de estudo é positivo em favor dos indivíduos com ocupações formais nos quantis mais elevados da distribuição, o que sugere que indivíduos com elevada escolarização nos quantis mais elevados da distribuição, possuem um grande estímulo a preferirem ocupações formais em detrimento a ocupações informais.

O diferencial de entre as estimativas do retorno da experiência para trabalhadores formais e informais apresenta um comportamento muito parecido com aquele observado para o retorno da educação. Claramente, o retorno da experiência é maior para os trabalhadores informais em relação aos formais apenas nos quantis inferiores da distribuição de rendimentos, respectivamente até o 25º quantil. Para quantis acima do 25º, o diferencial de retorno se torna cada vez maior beneficiando os trabalhadores formais.

Quando se observa o comportamento do diferencial de retorno salarial em função das características de gênero e cor ou raça, os trabalhadores formais do sexo feminino e não brancos apresentam perdas salariais de maneira distinta como já ressaltado no Gráfico 5.1. Para a

característica de gênero, as mulheres ocupadas formalmente apresentam uma perda salarial menor do que aquelas ocupadas informalmente nos quantis mais baixos da distribuição. Esse resultado indica que as mulheres ocupadas formalmente são passíveis de maior discriminação nas classes mais elevadas de rendimento, enquanto as mulheres ocupadas informalmente são passíveis de uma maior discriminação salarial nas classes mais baixas de rendimento. Em relação à cor ou raça, a perda salarial é maior para indivíduos não brancos ocupados formalmente em relação os ocupados informalmente. O diferencial de retorno se amplia, mostrando que nos quantis mais elevados da distribuição de rendimentos os trabalhadores não brancos ocupados formalmente são passíveis de maior discriminação salarial do que os trabalhadores não brancos ocupados informalmente.

Outro resultado importante é que trabalhadores informais apresentam maiores ganhos salariais do que trabalhadores formais, pelo fato de residirem na região metropolitana. Além disso, o retorno salarial de residir na RMF para trabalhadores informais é maior nas classes mais baixas da distribuição de rendimentos. Também, os trabalhadores informais apresentam maiores ganhos salariais em função de residirem em áreas urbanas do que trabalhadores formais. Desta maneira, residir em áreas urbanas e na região metropolitana de Fortaleza proporciona maior ganho salarial para trabalhadores informais, principalmente para aqueles que possuem baixos rendimentos.

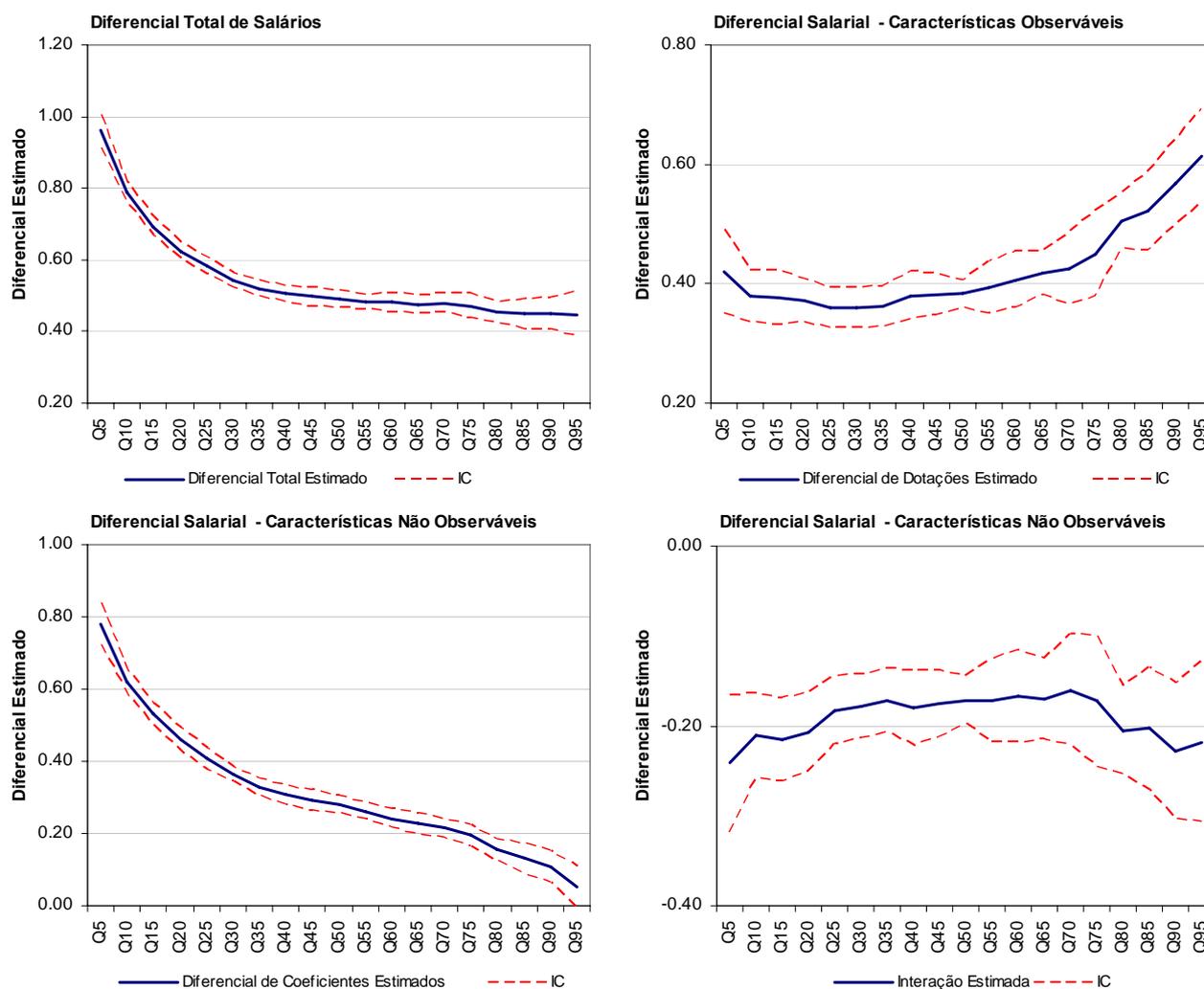
A “tenure” ou o tempo de permanência na atual ocupação proporciona maior ganho salarial para trabalhadores formais em relação aos informais, para qualquer quantil da distribuição de rendimentos. Em relação à sindicalização, os trabalhadores formais sindicalizados apresentam um maior ganho salarial do que os trabalhadores informais sindicalizados, onde o diferencial de retorno se amplia para os quantis mais elevados da distribuição, de maneira semelhante ao comportamento do retorno salarial do tempo de permanência no atual emprego.

Finalmente, o comportamento do retorno dos coeficientes estimados da equação de salários para trabalhadores formais e informais sugerem a existência de diferencial salarial em função das dotações de ambos os grupos de trabalhadores. Para certificarmos desta hipótese, a sucessão seguinte apresenta os diferenciais de salários estimados para os quantis da distribuição de rendimentos em função do tipo de ocupação.

5.3 Estimação do Diferencial de Salários em Função do Tipo de Ocupação

Nesta subseção, os diferenciais salariais estimados por quantil da distribuição estão são apresentados graficamente, estando os valores estimados disponíveis no Apêndice A. Vale salientar que o grupo de referência é aquele que se refere aos trabalhadores formais. Desta maneira, caso o valor estimado seja positivo o diferencial salarial será em favor dos trabalhadores formais. Caso contrário, para estimativas negativas, o diferencial salarial será em favor dos trabalhadores informais.

Gráfico 5.3: Estimativas do Diferencial de Salários por Quantis da Distribuição de Rendimentos no Mercado de Trabalho Cearense



O diferencial total de salários se mostrou positivo e significativo para todos os quantis da distribuição de rendimentos. Desta forma, o diferencial de salários se mostra a favor dos trabalhadores formais. Todavia, esse diferencial de salários é decrescente à medida que os quantis da distribuição de salários são maiores. Assim, foi possível observar que no 5º quantil da distribuição, os trabalhadores formais chegavam a ganhar 96% a mais que os trabalhadores informais. Enquanto no 95º quantil, os trabalhadores formais chegavam a ganhar apenas 44,6% a mais que trabalhadores informais.

Por outro lado, o diferencial de dotações ou de características observáveis (educação, experiência e etc.) se mostra crescentes ao longo da distribuição de rendimentos. Ou seja, nas classes de renda mais elevada o diferencial de dotações apresenta um maior impacto sobre o diferencial total de salários do que nas classes de renda mais baixas. Já o diferencial de coeficientes explica inteiramente o comportamento do diferencial total de salários ao longo da distribuição de rendimentos. Em outras palavras, a discriminação salarial em função da informalidade da ocupação explica fortemente o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais. No Gráfico 5.3, nota-se que se o impacto do diferencial de coeficientes é pequeno nos

quantis mais elevados da distribuição, o diferencial de salários também será relativamente baixo, e o contrário se verifica para os quantis mais baixos.

Portanto, mesmo controlando o viés de seletividade em função da escolha dos indivíduos entre ocupações formais e informais e o diferencial de dotações individuais, a discriminação salarial entre ocupações formais e informais existe no mercado de trabalho cearense. Logo, este resultado corrobora a hipótese de segmentação no mercado de trabalho cearense.

6 Considerações Finais

O presente estudo analisou o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais ao longo da distribuição de rendimentos no mercado de trabalho cearense, levando-se em consideração o viés de seleção causado pela escolha dos indivíduos em relação ao tipo de ocupação. Os dois principais resultados deste estudo dizem que existe discriminação salarial em função da informalidade da ocupação do indivíduo mesmo controlando o viés de escolha, o qual se mostrou significativo apenas para as classes de renda mais alta. Isso indica que existe segmentação do mercado de trabalho cearense, embora os indivíduos das classes de renda mais elevada exerçam o poder de escolha entre os tipos de ocupação. Ou seja, para as classes de renda mais baixas a segmentação do mercado de trabalho cearense parece ser total, enquanto para as classes de renda mais elevada essa segmentação é parcial. Esse resultado corrobora o estudo de Tannuri-Pianto e Pianto (2002) para todo Brasil.

No modelo de escolha discreta foi possível observar que a educação e a experiência afetam a probabilidade do indivíduo ser um trabalhador informal de maneira não linear, assumindo uma forma de U semelhante às evidências empíricas encontradas por Fernandes (1996). Além disso, foi possível observar que trabalhadores ocupados no setor industrial apresentam uma redução da probabilidade de estarem exercendo alguma atividade sem carteira de trabalho assinada. Por outro lado, o setor agrícola, construção civil e serviços aumentam as chances dos indivíduos estarem ocupados informalmente. Também, indivíduos que pertencem a famílias de classes de renda mais baixas apresentam um acréscimo na probabilidade de estarem ocupados informalmente.

Ao estimar a equação de salários controlando o viés de seleção, observamos que a educação afeta positivamente os salários e de maneira crescente em relação aos quantis da distribuição. Os trabalhadores formais apresentam maior retorno pelo ano adicional de estudo na maioria dos quantis da distribuição, exceto nos quantis mais baixos onde os trabalhadores informais apresentam maior retorno. Ou seja, o retorno da educação sobre os salários não se comporta de maneira homogênea ao longo da distribuição de rendimentos. Além disso, a experiência exerce efeito não linear sobre os salários, mas com um impacto maior nas classes de renda mais elevada e para trabalhadores formais. Esses são alguns dos resultados que dão suporte ao diferencial de dotações em favor de trabalhadores formais. No entanto, o diferencial

total de salários é fortemente explicado pelas características não observáveis, que indicam a existência de discriminação salarial em função da informalidade da ocupação.

Embora muito dos resultados tenham sido evidenciados a nível nacional, torna-se importante a realização de estudos a nível estadual em virtude da heterogeneidade entre os mercados de trabalho regionais. Desta forma, o presente estudo contribuiu para entender melhor o mercado de trabalho cearense, analisando os efeitos da informalidade sobre o diferencial de salários.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMADEO, E.; GILL, I. S.; NERI, M. C. **Brazil: the pressure points in labor legislation**. EPGE, Ensaios Econômicos, 2000.
- BARROS, R. P. **The informal labor market in Brazil**. Mimeo. 1993
- BECKER, G. S. A Theory of competition among pressure groups for political influence. **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 98, nº 3, pp-371-400, 1983.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research, **Journal of Human Resources**, v.33, p. 88-126, 1998.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v.8(3), p.436-455. 1973.
- CACCIAMALI, M. C.; FERNANDES, R. Distribuição dos trabalhadores e diferenciais de salários entre os mercados de trabalho regulamentado e não regulamentado. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, IPEA, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 18-37, 1993.
- CAMARGO, J. M. **Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-estabilização**. Rio de Janeiro, PUC-RJ, 1998. (Texto para Discussão n. 386)
- CARNEIRO, F. G. A.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: microeconomic evidence for Brazil. Encontro Nacional de Economia. **Anais...ANPEC**. 2001.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. **Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiros**. Encontro Nacional de Economia. **Anais...ANPEC**. 2004.
- FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, São Paulo, SP, v. 26, p. 417-442, 1996.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages and labor supply. **Econometrica**, v.42 (4), p.679-694. 1974.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v.47 (1), p.153-161. 1979.
- KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, v.2, 1998.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile regression. **Journal of Economic Perspectives**, v 15(4), p.143-156. 2001.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. **Quantile regression: an introduction**. University of Illinois. www.econ.uiuc.edu/~roger/research/intro/rq.pdf. 2000.
- LOUREIRO, P. R. A. Uma resenha teórica e empírica sobre a economia da discriminação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57(1), p.125-157. 2003.
- MALONEY, W. F. **Informality revisited**. The World Bank, 1999. (Policy Research Working Paper, N. 2965)
- MENEZES-FILHO, N.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. O diferencial de salários formal-informal: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n.2, 2004.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. Columbia University Press: New York. 1974.
- NERI, M. C. **Decent work and the informal sector in Brazil**. FGV/EPGE, 2002. (Ensaio Econômico, n. 461)
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, p. 693-709. 1973.
- OLIVEIRA, V. H.; CARVALHO, J. R. Salário de reserva e duração do desemprego no Brasil: uma análise com dados da pesquisa de padrão de vida do IBGE. Encontro Nacional de Economia, **Anais...ANPEC**. 2006.

- RAMOS, L. **A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001**. Rio de Janeiro: IPEA. 2002. (Texto para Discussão, nº 914)
- RAMOS, L.; FERREIRA, V. Padrões espacial e setorial da evolução da informalidade no período de 1991-2005. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. V.36 (3), p.471-488. 2006
- ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. Search-theoretic models of the labor market, **Journal of Economic Literature**, v.43, n.4, p.959-988. 2005.
- SANTOS, R. V.; RIBEIRO, E. P. **Diferenciais de rendimento entre homens e mulheres no Brasil revisitado: explorando o "Teto de Vidro"**. Rio de Janeiro, UFRJ, 2006. (Texto para Discussão)
- SOARES, F. V. **Some stylized facts of the informal sector in Brazil**. IPEA, 2004. (Texto para Discussão, n.1020)
- TANNURI-PIANTO, M. E.; PIANTO, D. Informal employment in Brazil – a Choice at the top and segmentation at the bottom: a quantile regression approach. Encontro Brasileiro de Econometria, **Anais...SBE**. 2002.
- ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literature. **Revista de Economia Política**, v.26 (4) p.596-618. 2006.

APÊNDICE A

TABELA A.1: Parâmetros Estimados via Regressões Quantílicas

Variável Dependente: Log. Natural do Salário-Hora

Variáveis Explicativas	Quantis da Distribuição de Rendimentos para Amostra Total							Quantis da Distribuição de Rendimentos para Trabalhadores Ocupados Informalmente							Quantis da Distribuição de Rendimentos para Trabalhadores Ocupados Formalmente						
	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Intercepto	-2.101 (0.000)	-1.846 (0.000)	-1.270 (0.000)	-0.814 (0.000)	-0.567 (0.000)	-0.295 (0.000)	-0.155 (0.124)	-1.338 (0.000)	-1.081 (0.000)	-0.655 (0.000)	-0.350 (0.000)	-0.179 (0.038)	0.137 (0.281)	0.182 (0.347)	-0.270 (0.001)	-0.129 (0.050)	-0.058 (0.266)	0.049 (0.437)	0.143 (0.058)	0.330 (0.001)	0.439 (0.000)
Educação	0.114 (0.000)	0.109 (0.000)	0.101 (0.000)	0.109 (0.000)	0.127 (0.000)	0.143 (0.000)	0.156 (0.000)	0.083 (0.000)	0.081 (0.000)	0.069 (0.000)	0.074 (0.000)	0.097 (0.000)	0.119 (0.000)	0.131 (0.000)	0.036 (0.000)	0.040 (0.000)	0.054 (0.000)	0.082 (0.000)	0.109 (0.000)	0.143 (0.000)	0.156 (0.000)
Experiência	0.020 (0.000)	0.025 (0.000)	0.027 (0.000)	0.031 (0.000)	0.041 (0.000)	0.046 (0.000)	0.051 (0.000)	0.010 (0.410)	0.015 (0.036)	0.012 (0.019)	0.013 (0.000)	0.017 (0.001)	0.015 (0.050)	0.021 (0.029)	0.003 (0.596)	0.007 (0.059)	0.012 (0.000)	0.019 (0.000)	0.030 (0.000)	0.033 (0.000)	0.034 (0.000)
Experiência²	-0.027 (0.001)	-0.032 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0.033 (0.000)	-0.044 (0.000)	-0.047 (0.000)	-0.051 (0.000)	0.001 (0.965)	-0.007 (0.589)	-0.004 (0.630)	-0.006 (0.330)	-0.010 (0.279)	-0.001 (0.906)	-0.012 (0.484)	0.002 (0.846)	-0.005 (0.463)	-0.011 (0.004)	-0.018 (0.000)	-0.031 (0.000)	-0.033 (0.000)	-0.030 (0.028)
Feminino	-0.404 (0.000)	-0.339 (0.000)	-0.284 (0.000)	-0.272 (0.000)	-0.289 (0.000)	-0.292 (0.000)	-0.319 (0.000)	-0.440 (0.000)	-0.409 (0.000)	-0.298 (0.000)	-0.250 (0.000)	-0.269 (0.000)	-0.252 (0.000)	-0.272 (0.000)	-0.051 (0.026)	-0.087 (0.000)	-0.136 (0.000)	-0.229 (0.000)	-0.318 (0.000)	-0.417 (0.000)	-0.429 (0.000)
Não Branco	-0.072 (0.001)	-0.064 (0.000)	-0.069 (0.000)	-0.091 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.159 (0.000)	-0.169 (0.000)	-0.018 (0.755)	-0.052 (0.086)	-0.026 (0.281)	-0.033 (0.058)	-0.043 (0.210)	-0.096 (0.002)	-0.066 (0.249)	-0.029 (0.124)	-0.029 (0.023)	-0.042 (0.000)	-0.076 (0.000)	-0.133 (0.000)	-0.172 (0.000)	-0.193 (0.000)
Tenure	-0.043 (0.013)	-0.037 (0.010)	0.023 (0.001)	0.051 (0.000)	0.063 (0.000)	0.056 (0.000)	0.051 (0.000)	0.007 (0.785)	0.006 (0.712)	0.004 (0.724)	0.001 (0.962)	0.024 (0.010)	0.047 (0.003)	0.057 (0.003)	0.050 (0.000)	0.070 (0.000)	0.100 (0.000)	0.143 (0.000)	0.172 (0.000)	0.190 (0.000)	0.155 (0.000)
Sindicalizado	0.239 (0.000)	0.187 (0.000)	0.122 (0.000)	0.094 (0.000)	0.053 (0.039)	0.016 (0.593)	-0.008 (0.838)	0.156 (0.112)	0.018 (0.675)	0.030 (0.372)	0.072 (0.111)	0.074 (0.037)	0.108 (0.138)	0.114 (0.190)	0.043 (0.292)	0.064 (0.043)	0.128 (0.000)	0.213 (0.000)	0.220 (0.000)	0.298 (0.000)	0.285 (0.000)
RMF	0.632 (0.000)	0.480 (0.000)	0.348 (0.000)	0.258 (0.000)	0.240 (0.000)	0.208 (0.000)	0.183 (0.000)	0.297 (0.001)	0.273 (0.000)	0.255 (0.000)	0.189 (0.000)	0.198 (0.000)	0.203 (0.000)	0.181 (0.000)	0.040 (0.080)	0.088 (0.000)	0.123 (0.000)	0.180 (0.000)	0.215 (0.000)	0.190 (0.000)	0.226 (0.000)
Urbano	0.407 (0.000)	0.432 (0.000)	0.357 (0.000)	0.260 (0.000)	0.222 (0.000)	0.199 (0.000)	0.218 (0.000)	0.252 (0.000)	0.194 (0.000)	0.093 (0.001)	0.118 (0.000)	0.166 (0.000)	0.200 (0.000)	0.257 (0.000)	0.066 (0.297)	0.016 (0.693)	0.040 (0.132)	0.039 (0.165)	0.056 (0.104)	0.078 (0.099)	0.035 (0.542)
λ	-0.079 (0.385)	0.045 (0.579)	0.009 (0.857)	-0.122 (0.000)	-0.231 (0.000)	-0.180 (0.030)	-0.106 (0.236)	-0.587 (0.002)	-0.423 (0.001)	-0.135 (0.235)	-0.110 (0.208)	-0.189 (0.088)	-0.355 (0.008)	-0.371 (0.045)	0.181 (0.034)	0.030 (0.660)	-0.142 (0.002)	-0.485 (0.000)	-0.701 (0.000)	-0.822 (0.000)	-0.772 (0.000)

λ^2	0.069 (0.038)	0.018 (0.540)	0.024 (0.269)	0.094 (0.000)	0.161 (0.000)	0.166 (0.000)	0.138 (0.000)	0.343 (0.000)	0.270 (0.000)	0.154 (0.001)	0.156 (0.000)	0.194 (0.005)	0.318 (0.000)	0.336 (0.002)	-0.041 (0.175)	0.003 (0.905)	0.041 (0.035)	0.147 (0.000)	0.237 (0.000)	0.254 (0.000)	0.251 (0.000)
Pseudo R²	0.254	0.243	0.212	0.212	0.264	0.296	0.289	0.105	0.114	0.121	0.105	0.1868	0.259	0.284	0.082	0.082	0.113	0.082	0.258	0.321	0.333
Observações	29001							7898							8458						

TABELA A.2: Diferencial de Salários Estimados via Decomposição de Oaxaca-Blinder

Quantis da Distribuição dos Rendimentos	Diferencial Total	Diferencial de Dotações	Diferencial de Coeficientes	Termo de Interação
	$\ln \bar{w}_A - \ln \bar{w}_B$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B)' \hat{\beta}_A$	$\bar{x}_A' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)$	$(\bar{x}_A - \bar{x}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)$
Q5	0.960 (0.000)	0.420 (0.000)	0.781 (0.000)	-0.241 (0.000)
Q10	0.790 (0.000)	0.379 (0.000)	0.622 (0.000)	-0.211 (0.000)
Q15	0.692 (0.000)	0.377 (0.000)	0.531 (0.000)	-0.215 (0.000)
Q20	0.624 (0.000)	0.371 (0.000)	0.460 (0.000)	-0.207 (0.000)
Q25	0.583 (0.000)	0.359 (0.000)	0.406 (0.000)	-0.182 (0.000)
Q30	0.544 (0.000)	0.360 (0.000)	0.363 (0.000)	-0.179 (0.000)
Q35	0.520 (0.000)	0.363 (0.000)	0.329 (0.000)	-0.172 (0.000)
Q40	0.506 (0.000)	0.379 (0.000)	0.307 (0.000)	-0.180 (0.000)
Q45	0.498 (0.000)	0.382 (0.000)	0.291 (0.000)	-0.175 (0.000)
Q50	0.492 (0.000)	0.383 (0.000)	0.280 (0.000)	-0.172 (0.000)
Q55	0.483 (0.000)	0.394 (0.000)	0.262 (0.000)	-0.172 (0.000)
Q60	0.481 (0.000)	0.407 (0.000)	0.241 (0.000)	-0.167 (0.000)
Q65	0.476 (0.000)	0.418 (0.000)	0.227 (0.000)	-0.170 (0.000)
Q70	0.480 (0.000)	0.426 (0.000)	0.215 (0.000)	-0.161 (0.000)
Q75	0.472 (0.000)	0.450 (0.000)	0.194 (0.000)	-0.172 (0.000)
Q80	0.454 (0.000)	0.504 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.205 (0.000)
Q85	0.449 (0.000)	0.522 (0.000)	0.131 (0.000)	-0.203 (0.000)
Q90	0.450 (0.000)	0.568 (0.000)	0.110 (0.000)	-0.228 (0.000)
Q95	0.446 (0.000)	0.614 (0.000)	0.050 (0.093)	-0.218 (0.000)