

Equação salarial por região no Brasil, 1997, 2002 e 2007 – uma abordagem quantílica

*Armando Vaz Sampaio**

Resumo

Este artigo utiliza a regressão quantílica para descrever a distribuição salarial condicional no Brasil em 1997, 2002 e 2007. Foi encontrado um aumento da escolaridade no período, principalmente para as mulheres, sendo que a desigualdade salarial no país diminuiu quando observada a razão salarial entre o 90th e 10th decil, principalmente para o homem, e essa queda foi menos intensa no Nordeste, ou seja, a taxa de retorno da educação estimada diminuiu ao longo do período para todos os quantils e foi menor no Nordeste. Vale destacar que essa taxa aumentou ao longo do quantil, o que não foi constante à medida que aumentou o nível de escolaridade.

Palavras-chaves: Equação de rendimento. Regressão quantílica. Salário.

Classificação JEL: C21, J01, J24

* Professor Doutor no Departamento de Economia, UFPR. E-mail: avsampaio@ufpr.br

Introdução

A estrutura e a desigualdade salariais entre as pessoas são temas de intensa pesquisa dentro de diversos aspectos, de um lado considerando a demanda por trabalho, que está relacionada com a liberalização comercial e com a globalização; e, por outro lado, quando é considerada a oferta de trabalho que envolve as características pessoais, nessas um aspecto relevante seria o nível de educação das pessoas. A relação de causalidade entre educação e renda pessoal é um dos temas mais estudados na análise empírica em economia do trabalho, envolvendo também questões teóricas.

A presença de desigualdade salarial entre as pessoas ocupadas pode ser consequência de uma maior demanda por trabalhadores mais qualificados em relação a trabalhadores menos qualificados; de uma maior dispersão salarial em função do aumento da competição externa e do pequeno número de pessoas ocupadas com curso superior, o que pode implicar um maior prêmio por educação. A desigualdade de renda pessoal é um fenômeno bem observado entre os países e tem duas formas específicas: desigualdade entre pessoas qualificadas e entre pessoas qualificadas e não qualificadas.

A educação, por sua vez, pode ser vista como instrumento para reduzir a desigualdade salarial, já que maior educação levará à maior recompensa (essa abordagem tradicional desconsidera a existência de dispersão do salário). Para considerar a dispersão salarial, é utilizada a regressão quantílica a fim de estimar o retorno da educação. Nesse tipo de abordagem, é permitido avaliar a diferença do nível de escolaridade ao longo da distribuição salarial. No presente artigo será utilizada a técnica de regressão quantílica para verificar o efeito do nível de escolaridade ao longo dos quantis no Brasil e por região geográfica (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) para os anos de 1997, 2002 e 2007. Destaca-se que nos últimos anos ocorreu um aumento do nível de escolaridade da população brasileira e que aqui se buscou verificar a relação entre esse aumento e a taxa de retorno da educação para homem e para mulher ao longo do quantil.

Este artigo é estruturado da seguinte forma: na próxima seção é apresentada a teoria do capital humano que enfatiza a importância da educação tanto nos aspectos macroeconômicos como microeconômicos; na seção três é apresentada a metodologia; na seção quatro são analisados os resultados; por último, apresentam-se as considerações finais.

Teoria do capital humano

Schultz (1961) enfatiza que a diferença de crescimento entre os países deve-se à presença de capital humano, isto é, diz respeito ao nível de conhecimento, capacitação, destreza por parte das pessoas. Dessa forma, o investimento em capital humano está relacionado ao investimento em educação, que proporciona melhores oportunidades de trabalho para as pessoas, como também um aumento da sua produtividade. Assim, o aumento do nível de escolaridade das pessoas poderá também possibilitar melhores escolhas de indivíduos para cargos eletivos, contribuindo, dessa forma, para melhoria na qualidade das instituições nos países. Esse tipo de abordagem está sendo desenvolvido, mais recentemente, conforme é discutido por Acemoglu, Johnson e Robinson (2004).

A economia analisa o processo de escolhas individuais ou das famílias. Tal processo está relacionado às decisões ótimas sobre investimento em capital humano. Esse tipo de abordagem permite considerar importantes aspectos da determinação da renda utilizando instrumentos analíticos e econométricos. A partir dessa linha de pesquisa, Mincer (1974) estimou um modelo econométrico, relacionando renda em logaritmo às variáveis escolaridade (anos de estudos ou na forma de variável *dummy*), experiência e experiência ao quadrado, e logaritmo das horas trabalhadas.

O conceito de capital humano foi utilizado mais intensamente a partir da década de 1950, em razão do aumento da pesquisa empírica sobre crescimento econômico e distribuição de renda. Inicialmente, o crescimento estimado do produto era medido a partir dos insumos trabalho e capital; essa estimativa era menor do que o resultado observado. Por outro lado, os dados sobre distribuição de renda pessoal começaram a aparecer com mais frequência e com mais detalhes, o que permitiu mostrar a variância da renda do trabalho em vez da renda funcional. Assim, a diferença entre o retorno do trabalho e do capital representava o maior componente da desigualdade de renda pessoal. O desenvolvimento da teoria do capital humano era a resposta a esses dois desafios e para incorporar o capital humano à análise econômica bastaria restringir o conceito de capital. Dessa forma, a contribuição da teoria de capital humano pode ser vista de duas formas: a) em nível macroeconômico, no qual o estoque de capital humano e seu crescimento são fatores centrais ao processo de crescimento econômico; b) em nível microeconômico, em que a diferença de estoque de capital humano individual e seu crescimento pode explicar muito das variações observadas na estrutura de salário e na distribuição de renda pessoal (MINCER, 1981).

O mesmo autor, Mincer (1996), analisou a desigualdade de rendimento para os Estados Unidos nas décadas de 1970 e 1980 entre grupos e dentro dos próprios grupos,

levando em consideração o nível de escolaridade e de experiência. É consenso que mudança em nível de escolaridade leva a diferenças em nível de salário. O que não fica claro é a diferença salarial dentro do grupo, que pode estar relacionada a diferenças não observadas sobre habilidade. A desigualdade salarial agregada para os homens ocupados aumentou na década de 1970, principalmente em razão da desigualdade dentro do grupo ou da desigualdade residual. Isso está relacionado a um aumento da oferta de trabalhadores mais qualificados na década de 1970, e a uma maior demanda por trabalhadores mais qualificados na década de 1980; por outro lado, a dispersão entre as curvas de demanda permaneceu grande ao longo do período, o que resultou no crescimento contínuo da desigualdade residual.

A técnica em estimar a taxa de retorno da educação a partir de diferentes níveis de renda para diferentes níveis de escolaridade entre as pessoas tem como limitação que a estimativa pode estar sobre-estimada, porque outras características podem influenciar na renda, mesmo considerando como fixo os elementos gênero, raça, região urbana etc. Isso pode ocorrer em virtude da existência de uma correlação positiva entre nível de escolaridade e habilidade. Tal variável é difícil de ser mensurada, já que alguns autores consideram como *proxy* dessa variável o quociente de inteligência (QI). Outros tipos de capital humano também podem influenciar na diferença de rendimento, como treinamento no trabalho, gasto em saúde e educação de adulto. Considerando um grupo mais homogêneo, tal como homem branco, nível de escolaridade superior, a variação de rendimento é ainda grande. Um possível fator que possa influenciar nessa variação seria a existência de gerações diferentes neste grupo (BECKER, 1993).

Como é reconhecido que a distribuição salarial é bastante assimétrica, a fim de estimar a taxa de retorno da educação, é recomendado considerar tal característica. Para isso é preciso utilizar a regressão quantílica, que utiliza os diferentes quantis da distribuição salarial. Essa técnica é apresentada a seguir na metodologia.

Metodologia

Para uma variável randômica contínua y , o q -ésimo quantil da população tem o valor μ_q , tal que y é menor ou igual a μ_q com probabilidade q . Então

$$q = \Pr[y \leq \mu_q] = F_y(\mu_q) \quad (1)$$

em que F_y é a função de distribuição cumulativa (cdf) de y . Por exemplo, se $\mu_q = F_y^{-1}(q)$, então a probabilidade, que $\mu_q = F_y^{-1}(q)$ é igual a 0,75. Dessa forma, segue-se:

$$\mu_q = F_y^{-1}(q) \quad (2)$$

Para o modelo de regressão, o q-ésimo quantil da população de y condicional a x é uma função $\mu_q(x)$, tal que y condicional de x é menor ou igual a $\mu_q(x)$ com probabilidade q , em que a probabilidade é avaliada usando a distribuição condicional de y dado x . Segue-se que:

$$\mu_q(x) = F_{y/x}^{-1}(q) \quad (3)$$

em que $F_{y/x}$ é a cdf condicional de y dado x .

É possível derivar a função quantílica $\mu_q(x)$ se for assumido que o processo de geração de dados (dgp¹) seja linear, com heterocedasticidade multiplicativa (CAMERON; TRIVEDI, 2005),

$$y = x' \beta + \mu \quad (4)$$

$$\mu = x' \alpha * \varepsilon, \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim iid[0, \sigma^2]$$

em que é assumido que $x' \alpha > 0$.

Para o modelo linear com heterocedasticidade multiplicativa da forma (5), os quantis condicionais são lineares em x . Em casos especiais de homocedasticidade, $x' \alpha$ é igual a uma constante, todos os quantis condicionais têm a mesma inclinação, cuja diferença diz respeito apenas ao intercepto, que se torna maior à medida que aumenta q .

Considerando uma variável aleatória y , a maneira usual de obter a estimativa quantílica amostral é, em primeiro lugar, fazer a ordenação da amostra. Então μ_q é igual a $[Nq]$ -ésimo menor valor, em que N é o tamanho da amostra, e $[Nq]$ é o produto de N com q (quantil) cujo valor é o inteiro mais próximo.

Koenker e Basset² (1978, apud Cameron; Trivedi, 2005) observaram que o q-ésimo quantil amostral $\hat{\mu}_q$ pode ser expresso como a solução de um problema de minimização com respeito a $\sum_{i=1}^N q |y_i - \beta| + \sum_{i=1}^N (1-q) |y_i - \beta|$:

$$\sum_{i: y_i \geq \beta}^N q |y_i - \beta| + \sum_{i: y_i < \beta}^N (1-q) |y_i - \beta| \quad (6)$$

Ao considerar a mediana ($q = 0,5$), a função a ser minimizada será:

$$\sum_i^N |y_i - q| \quad (7)$$

Essa função-objetivo poderá então ser expandida para o caso da regressão linear. Então, o q-ésimo estimador da regressão quantílica β_q minimiza a função em relação à β_q .

$$Q_N(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i \beta} q |y_i - x_i \beta| + \sum_{i: y_i < x_i \beta} (1-q) |y_i - x_i \beta| \quad (8)$$

em que é usado β_q em vez de β , para deixar claro que diferentes escolhas de q levarão a valores diferentes da estimativa de β . Notar que a função (8) é a função de perda absoluta assimétrica, na qual y está restrito a ser linear em x , então $e = y - x \beta_q$. O caso especial ocorre quando $q = 0,5$, e é conhecido como estimador da regressão mediana ou estimador do menor desvio absoluto.

A base de dados utilizada neste artigo foram os microdados da PNAD para os anos de 1997, 2002 e 2007 e as variáveis foram renda mensal do trabalho principal em logaritmo, anos de estudos, uma variável *dummy* de raça, uma variável sobre experiência, uma variável *dummy* representando a posição da pessoa na família, variável de horas trabalhadas em logaritmo, variável *dummy* representando as regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), as regressões foram estimadas por gênero e consideradas apenas a população urbana que não estava estudando, com intervalo de idade entre 23 e 66 anos.

Também foi construída uma variável *dummy* para representar escolaridade, considerando as seguintes categorias: fundamental_1 incompleto (sem instrução e com menos de quatro anos de estudos, Fund_1_i); fundamental_1 completo (com quatro anos de estudos, Fund_1_c); fundamental_2 incompleto (com cinco a sete anos de estudos, Fund_2_i); fundamental_2 completo (com oito anos de estudos, Fund_2_c); ensino médio incompleto (com 9 a 12 anos de estudos, Ens_Med_i); ensino médio completo (com 12 anos de estudos, Ens_Med_c); ensino superior incompleto (com 13 e 14 anos de estudos); e ensino superior completo (com 15 anos ou mais de estudos). Foram adicionadas a variável de interação anos de estudo e área geográfica para analisar a taxa de retorno educacional por região geográfica. Experiência foi calculada como: idade - anos de estudos - 6, e tal conceito é conhecido como experiência minceriana. A classe de referência foi a região Sudeste para estimar a taxa de retorno da educação.

Modelo econométrico:

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Br_i + \beta_3 Exp_i + \beta_4 Exp_i^2 + \beta_5 Ch_Fam_i + \beta_6 \ln_horas_i + \beta_7 Est_CO_i + \beta_8 Est_NO_i + \beta_9 Est_NE_i + \beta_{10} Est_Sul_i + \mu_i \quad (9)$$

em que: w_i = salário mensal da atividade principal em logaritmo;

Educ = anos de estudos;

Br = variável *dummy* de raça, valor igual a um se for branco;

Exp = experiência; Exp² = experiência ao quadrado;
 Ch_família = chefe de família;
 Ln_horas = horas trabalhadas no trabalho principal em logaritmo;
 Est_CO = anos de estudos * região Centro-Oeste;
 Est_NO = anos de estudos * região Norte;
 Est_NE = anos de estudos * região Nordeste;
 Est_Sul = anos de estudos * região Sudeste;
 μ_i - erro aleatório.

Também foi estimado o mesmo modelo econométrico (9), utilizando agora uma variável *dummy* de educação, relaxando, assim, a hipótese de que o acréscimo salarial é constante à medida que aumentam os anos de estudos.

Resultados e discussões

Ao considerar a distribuição da escolaridade das pessoas no Brasil na faixa etária entre 23 e 66 anos, entre 1997 e 2007, é possível verificar um aumento da escolaridade. O que se destaca é o aumento da categoria ensino médio, principalmente no que diz respeito a essa categoria quando incompleta e a baixa parcela do ensino médio completo (Tabela 1), o que pode sugerir que as pessoas que conseguiram terminar esse estágio continuaram a estudar. Tal fato foi mais intenso nos últimos anos devido ao aumento nas vagas no ensino superior, já que, para algumas situações (tipo de instituição de ensino e tipo de curso), o nível de concorrência é menos intenso, facilitando o acesso. Dessa forma, políticas educacionais que estimulem os indivíduos a completarem o ensino médio com qualidade deverão ser enfatizadas.

Tabela 1 - Nível de escolaridade urbana para pessoas entre 23 a 66 anos que não estão estudando

	1997	1997	2002	2002	2007	2007
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Fund_1_i	26.55	27.50	23.51	23.16	18.89	17.86
Fund_1_c	15.38	14.92	13.44	12.98	11.20	10.85
Fund_2_i	17.04	15.89	16.95	16.07	15.06	14.09
Fund_2_c	10.73	9.71	10.97	10.17	11.68	10.63
Ens_Med_i	19.63	20.86	24.45	25.87	30.73	31.57
Ens_Med_c	1.01	1.30	0.81	0.95	0.98	1.15
Ens_Sup_i	1.56	1.68	1.60	1.71	1.77	2.13
Ens_Sup_c	8.10	8.15	8.28	9.09	9.70	11.71
Total	100	100	100	100	100	100

As Tabelas 2 e 3 representam as estatísticas descritivas do Brasil por regiões geográficas e por gênero e exibem, em média, um nível de escolaridade menor do que dez anos, resultados diferentes dos obtidos por Martins e Pereira (2004), que mostram uma média de escolaridade dos países europeus acima de dez anos. Ao considerar as diferenças regionais, é possível verificar que o nível de escolaridade é menor no Nordeste para todo o período analisado, tanto para os homens como para as mulheres.

Tabela 2 - Nível de escolaridade, experiência e renda masculina urbana

	Ano	Obs	Educ	Exp	log salário	D.P.	Salário	q=0,25	q=0,50	q=0,75	q=0,90	razão salário		
			anos	anos	média		q=0,10					(5)/(1)	(5)/(3)	(3)/(1)
									(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Brasil	1997	50464	7.69	25.49	6.07	0.969	120	240	400	800	1500	12.50	3.75	3.33
Norte	1997	3957	7.24	25.48	5.90	0.938	120	200	320	600	1300	10.83	4.06	2.67
Nordeste	1997	12627	6.92	26.11	5.67	0.993	100	150	250	500	1100	11.00	4.40	2.50
Centro-Oeste	1997	5653	7.64	25.14	6.14	0.977	150	240	400	822	1800	12.00	4.50	2.67
Sudeste	1997	19026	8.09	25.39	6.25	0.901	180	300	490	900	1800	10.00	3.67	2.72
Sul	1997	9201	8.15	25.06	6.26	0.908	190	300	500	900	1800	9.47	3.60	2.63
Brasil	2002	70669	7.90	26.86	6.22	0.943	200	280	450	820	1800	9.00	4.00	2.25
Norte	2002	7903	7.42	26.16	6.06	0.876	200	240	400	698	1400	7.00	3.50	2.00
Nordeste	2002	18986	7.09	27.21	5.83	0.960	120	200	300	600	1200	10.00	4.00	2.50
Centro-Oeste	2002	7961	7.99	26.42	6.39	0.945	200	300	500	1000	2300	11.50	4.60	2.50
Sudeste	2002	24364	8.36	26.99	6.42	0.883	220	350	550	1000	2000	9.09	3.64	2.50
Sul	2002	11455	8.53	26.78	6.43	0.862	240	350	560	1000	2000	8.33	3.57	2.33
Brasil	2007	76743	8.64	26.49	6.65	0.887	350	420	700	1200	2500	7.14	3.57	2.00
Norte	2007	8687	8.23	25.63	6.53	0.815	300	400	600	1000	2000	6.67	3.33	2.00
Nordeste	2007	21211	7.86	26.48	6.27	0.924	200	380	470	800	1600	8.00	3.40	2.35
Centro-Oeste	2007	8837	8.76	26.02	6.86	0.888	380	500	800	1500	3300	8.68	4.13	2.11
Sudeste	2007	25835	9.14	26.76	6.82	0.805	380	520	800	1500	2923	7.69	3.65	2.11
Sul	2007	12173	9.13	26.89	6.87	0.809	400	580	850	1500	3000	7.50	3.53	2.13

Fonte: Microdados Pnad.
D.P. - Desvio padrão.

A média e o desvio padrão salarial também foram analisados e é possível verificar que a dispersão salarial é menor nas regiões Sudeste e Sul. Com relação à experiência, esta variou de aproximadamente 25 a 27 anos para homens e de 22 a 27,4 anos para as mulheres. Como uma medida simples de desigualdade, foi calculada a distribuição salarial por quartil e a razão salarial entre os quantis. Dessa forma, os 10%

mais pobres entre os homens, em 2007, recebiam no máximo 350 reais por mês, já os 10% mais ricos recebiam no mínimo 2.500 reais por mês (Tabela 2). Ao analisar a razão salarial é possível observar que a desigualdade salarial diminuiu principalmente entre os extremos (90th e 10th) ao longo do período. Ao fazer a comparação dos extremos com a mediana (50th), a trajetória dessa razão é mais estável ao longo do período, indicando, dessa forma, uma diminuição de renda no quantil superior ou um aumento da renda do quantil inferior. Deve ser lembrado que nos últimos anos ocorreu um aumento real do salário-mínimo e esse tipo de medida irá impactar principalmente no quantil inferior. Martins e Pereira (2004) calcularam a razão salarial entre $q = 0,90$ e $q = 0,10$ para os países europeus e verificaram que tal medida variou aproximadamente entre 2 e 3; já no Brasil, variou aproximadamente entre 7 e 8 no ano de 2007. Isso indica que, apesar da diminuição de desigualdade verificada no período, esta é ainda alta em comparação aos países europeus.

Ao comparar esta medida de desigualdade ($q = 0,90/q = 0,10$) para a mulher, verifica-se que também ocorreu uma diminuição ao longo do período; no entanto, ao compará-la ao homem, observa-se que a desigualdade salarial é maior entre as mulheres, principalmente nos últimos anos (Tabela 3). Essa desigualdade é mais intensa no Nordeste.

Tabela 3 - Nível de escolaridade, experiência e renda feminina urbana

	Ano	Obs	Educ anos	Exp anos	log salário média	D.P.	Salário					razão salário (5)/(1)	(5)/(3)	(3)/(1)
							q=0,10	q=0,25	q=0,50	q=0,75	q=0,90			
							(1)	(2)	(3)	(4)	(5)			
Brasil	1997	32600	8.77	23.63	5.57	0.996	95	120	240	500	1000	10.53	4.17	2.53
Norte	1997	2370	8.62	23.62	5.51	0.967	95	120	220	450	1000	10.53	4.55	2.32
Nordeste	1997	8582	8.44	23.89	5.23	1.027	60	120	160	345	780	13.00	4.88	2.67
Centro-Oeste	1997	3488	8.91	22.34	5.72	0.933	110	130	240	500	1270	11.55	5.29	2.18
Sudeste	1997	12118	8.97	23.77	5.73	0.938	120	160	295	526	1030	8.58	3.49	2.46
Sul	1997	6042	8.82	23.72	5.72	0.933	120	180	300	500	1000	8.33	3.33	2.50
Brasil	2002	76417	8.12	26.97	5.78	0.992	100	200	300	550	1200	12.00	4.00	3.00
Norte	2002	7856	7.87	25.63	5.66	0.958	100	200	250	487.5	1100	11.00	4.40	2.50
Nordeste	2002	21248	7.62	27.21	5.45	1.032	60	150	200	400	1100	18.33	5.50	3.33
Centro-Oeste	2002	8265	8.27	25.88	5.93	1.020	120	200	300	700	1500	12.50	5.00	2.50
Sudeste	2002	26742	8.38	27.31	5.94	0.936	150	200	350	630	1400	9.33	4.00	2.33
Sul	2002	12306	8.50	27.38	5.93	0.899	150	220	350	600	1200	8.00	3.43	2.33
Brasil	2007	83902	8.98	26.59	6.26	0.930	190	380	480	800	1800	9.47	3.75	2.53
Norte	2007	9110	8.90	24.91	6.22	0.873	200	380	420	800	1700	8.50	4.05	2.10
Nordeste	2007	23877	8.45	26.64	5.93	0.990	100	240	380	600	1200	12.00	3.16	3.80
Centro-Oeste	2007	9464	9.26	25.43	6.45	0.976	200	380	500	1000	2500	12.50	5.00	2.50
Sudeste	2007	28351	9.23	27.14	6.37	0.851	230	380	500	900	1900	8.26	3.80	2.17
Sul	2007	13100	9.24	27.31	6.42	0.847	250	400	560	1000	2000	8.00	3.57	2.24

Fonte: Microdados Pnad.

Como modelo padrão, foi estimado o retorno da educação pelo método OLS, cujo valor diminuiu de 14,13% para 12,60% no Brasil. Isto é, para cada ano de estudo haveria um acréscimo salarial de 12,60%, assumindo todas as outras variáveis constantes (Tabela 4 e anexos 1 e 2³). A taxa de retorno da educação foi maior na região Sudeste, sendo que a menor foi na região Nordeste ao longo do período, indicando que em regiões onde há uma maior demanda por trabalhadores mais qualificados, levará a um maior prêmio por educação.

Ao considerar a distribuição salarial, foi estimada a taxa de retorno da educação para os extremos da distribuição ($q = 0,10$ e $q = 0,90$). Como é esperado, a taxa de retorno da educação é maior para o extremo superior da distribuição salarial, isto é, quanto maior o quantil, maior será a taxa de retorno da educação (Tabela 4). De maneira geral, o retorno da educação é maior à medida que aumenta o quantil, ao passo que o retorno da experiência é maior à medida que este diminui, conforme foi encontrado por Buchinsky (1994).

Tabela 4 - Retorno da educação (%) resumo

	Anos	OLS	q=0,10	Homem		OLS	q=0,10	Mulher	
				q=0,90	Diferença			q=0,90	Diferença
				(1)	(5)			(5) - (1)	(1)
Brasil	1997	14.13	11.80	15.84	4.04	14.21	11.52	16.53	5.02
Norte	1997	13.18	9.66	15.65	5.99	14.20	10.95	16.79	5.83
Nordeste	1997	10.98	6.87	13.99	7.12	11.40	8.42	14.40	5.97
Centro-Oeste	1997	14.50	11.21	16.54	5.32	14.77	11.80	17.44	5.64
Sudeste	1997	15.07	12.72	16.62	3.90	15.32	12.97	17.17	4.20
Sul	1997	14.07	12.04	15.50	3.45	14.48	12.34	16.04	3.70
Brasil	2002	13.95	17.40	16.46	-0.94	14.35	12.59	16.59	4.00
Norte	2002	12.98	9.51	16.24	6.73	13.78	11.90	17.10	5.21
Nordeste	2002	10.96	6.87	14.45	7.58	11.80	9.86	15.35	5.48
Centro-Oeste	2002	15.09	11.22	18.08	6.86	15.15	13.02	19.09	6.08
Sudeste	2002	14.72	11.73	16.80	5.07	15.31	13.49	17.44	3.95
Sul	2002	13.93	11.29	16.17	4.88	14.23	12.96	16.59	3.63
Brasil	2007	12.60	9.76	14.84	5.09	12.94	12.28	15.09	2.80
Norte	2007	11.98	8.74	14.63	5.89	12.63	11.54	14.81	3.27
Nordeste	2007	9.74	6.27	13.07	6.80	10.69	8.82	12.97	4.15
Centro-Oeste	2007	13.99	10.28	16.81	6.54	14.10	12.61	16.76	4.15
Sudeste	2007	13.11	10.37	15.06	4.69	13.56	12.62	15.43	2.80
Sul	2007	12.86	10.35	14.73	4.38	13.24	12.59	14.72	2.13

Fonte: Microdados Pnad.

Ao analisar a diferença entre as taxas de retorno da educação entre os quantis, verificou-se que a maior diferença foi encontrada na região Nordeste e a menor na região Sul, indicando que, nesta região, o nível de escolaridade é mais homogêneo entre os quantis; já com respeito à questão de gênero, a diferença foi maior entre os homens para os anos de 2002 e 2007. Isso ocorre principalmente porque a taxa de retorno da educação para o homem no quartil 0,10 é menor em relação à referente às mulheres (Tabela 2). Essa diferença variou de aproximadamente 2% a 6%, sendo que a média para o homem foi de 5,5% e, para a mulher, de 5,9%. Tal resultado está de acordo com o obtido por Carrillo (2001), que estimou a taxa de retorno da educação para o México a partir de uma equação quantílica e verificou que o retorno é maior para as mulheres no quantil inferior e para os homens no quantil superior.

Ao considerar essa mesma medida de desigualdade que diz respeito à diferença da taxa de retorno da educação entre os extremos da distribuição (90th e 10th) para os países europeus, os valores variaram entre -2% e 9%, com média de 2,7% (MARTINS; PEREIRA, 2004), indicando mais uma vez que a diferença entre o prêmio por educação entre os quantis é mais acentuada no Brasil que na Europa. Tal fenômeno ocorre porque a população brasileira é mais heterogênea com relação ao nível de escolaridade em comparação à europeia, o que faz com que o trabalho que exige uma maior qualificação proporcione um maior rendimento, conseqüentemente uma maior taxa de retorno da educação para o quantil superior no Brasil. Essa taxa obteve o valor de pelo menos 15%, já a média dos índices de retorno da educação no quantil superior ($q = 0,90$) na Europa foi de 9,1% (MARTINS; PEREIRA, 2004).

Machado e Mata (2001) analisaram a distribuição salarial condicional na década de 1980 em Portugal, explorando a existência da heterogeneidade entre os trabalhadores. Como consequência, o retorno da educação pode variar entre os indivíduos para um mesmo capital humano observado. A fim de expressar a heterogeneidade do salário considerado gênero, capital humano e indicadores de empresas, foi considerada a variação de região, empresa, característica do trabalhador e utilizada a técnica da regressão quantílica.

Fersterer e Winter-Ebmer (2003) estimaram o retorno de educação na Áustria entre 1981 e 1997, a partir de uma equação de Mincer padrão, e observaram uma queda do retorno educacional ao longo do tempo, passando de 9,4%, em 1981, para 6,6%, em 1997, para homens e de 11,3 para 6,6% para mulheres. Esse declínio está relacionado ao aumento do número de pessoas com curso superior, da mesma forma que a um aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados; outra explicação desse fenômeno, segundo os autores, estaria relacionada à queda da qualidade da educação, ou seja, ao contraponto qualidade da educação *versus* oferta de vagas no curso superior,

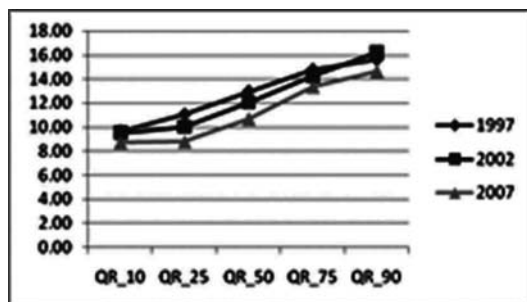
sendo essa a principal razão da queda da taxa de retorno da educação. Quando foi aplicada a regressão quantílica, verificou-se que a taxa de retorno da educação é maior à medida que aumenta o quantil, fenômeno que pode ser interpretado como uma indicação de complementaridade entre habilidade e educação. A queda da taxa do retorno da educação ao longo do tempo também ocorreu de maneira similar entre os quantis. Tal queda, para os quantis inferiores da distribuição salarial, pode ser vista como a presença de *overeducation*: trabalhadores com alto nível de escolaridade não encontram trabalho adequado, de acordo com seu nível de educação. A queda da taxa de retorno da educação no Brasil, no período de 1997 a 2007, também foi observada, principalmente quando é considerada sua média (Tabela 4). Para os homens, quando é considerado o quantil, a queda é mais pronunciada para o inferior (10th), e quando o índice é desagregado por região, tal queda é verificada nas regiões Sudeste e Sul, indicando, dessa forma, a possibilidade de *overeducation*. Esse resultado deverá ser analisado com cautela, pois tal fato não ocorreu para as mulheres e sabe-se que elas aumentaram seu nível de escolaridade ao longo do período analisado.

É consenso que os trabalhadores mais qualificados estão associados a um maior nível de renda e de escolaridade. Martins e Pereira (2004) apresentam três possíveis explicações para isso: a) a presença de *overeducation* – trabalhadores com alto nível de escolaridade estão em ocupações que necessitam de um menor nível de escolaridade – e conseqüentemente irão proporcionar uma menor remuneração ao trabalhador – dessa forma o retorno da educação para o quantis inferior seria menor; b) a diferenciação da habilidade individual – um maior nível de educação estaria associado a uma maior habilidade, havendo uma interação entre as duas variáveis, sendo que a diferença de habilidade é mais relevante para baixos níveis de escolaridade, o que faz com que haja um maior acréscimo na renda; c) a diferença na qualidade da escola – embora a estrutura econométrica de Mincer considere a escolaridade em termos quantitativos, pode ocorrer que as pessoas que estejam na distribuição salarial inferior tenham passado por escolas de qualidade inferior. E, destaca-se, escolas com essas características irão proporcionar possibilidades de trabalho de menor qualidade e menor remuneração.

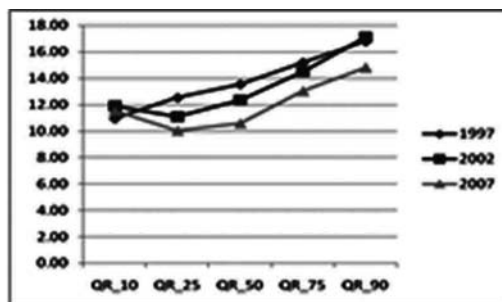
Buchinsky (2001) utilizou a técnica de regressão quantílica para analisar mudança do retorno da educação para a mulher no período entre 1968 e 1990, na qual foi feita a correção do viés de seleção e considerado o coorte por idade (as mulheres foram agrupadas para uma mesma faixa etária ao longo dos anos). O retorno da educação teve um grande aumento para o coorte mais novo e um pequeno aumento para o mais velho. De maneira geral, o retorno foi maior para as seguintes situações: a) para os quantis inferiores, no início do período; b) nos quantis superiores, no final do período amostral. Foi observado um viés de seleção amostral significativo para todos os grupos de idades para quase todos os quantis.

Quando analisado o modelo econométrico da equação salarial, em que a variável escolaridade é representada como anos de estudos, é observada uma relação direta e linear entre rendimento e escolaridade, donde se vê, de maneira geral, que a taxa de retorno da escolaridade aumenta à medida que aumenta o quantil, tanto para o homem como para a mulher, para todas as regiões do país nos anos de 1997, 2002 e 2007. Esses resultados são os esperados, de acordo com a literatura (Figura 1). O acréscimo da taxa de retorno da educação à medida que aumenta o quantil é mais intenso nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, pois a inclinação desses gráficos é mais acentuada, o que implica uma maior diferença entre extremos da distribuição, conforme também apresentado na Tabela 2.

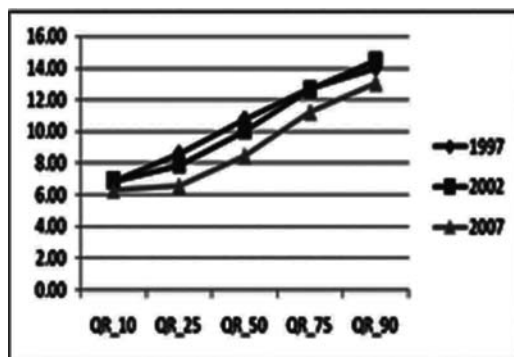
Norte – Masculino



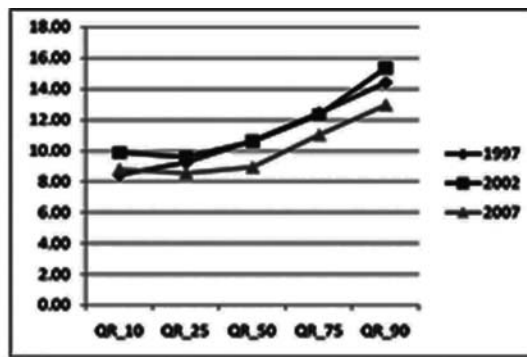
Norte – Feminino



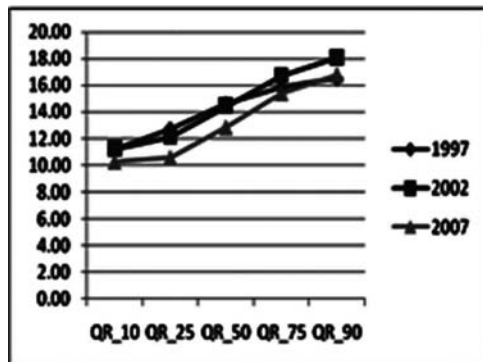
Nordeste – Masculino



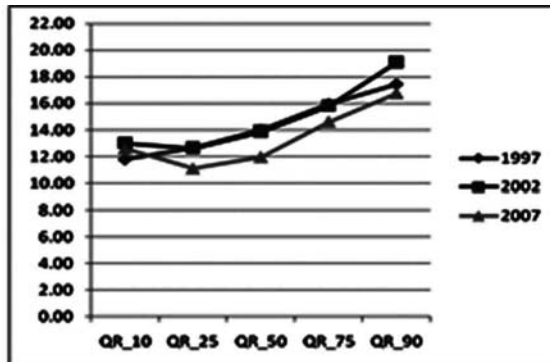
Nordeste – Feminino



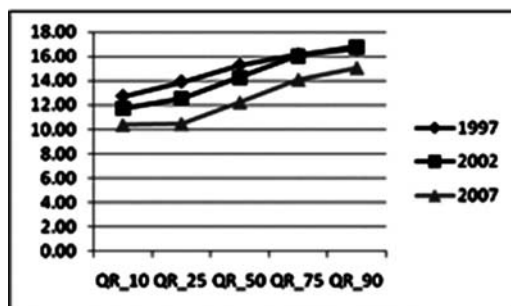
Centro-Oeste – Masculino



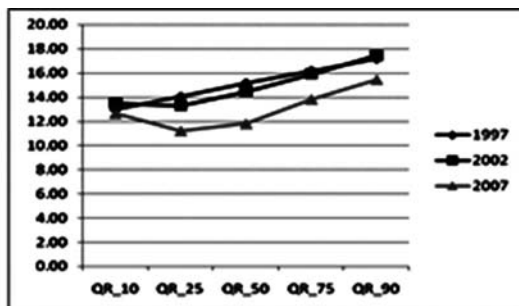
Centro-Oeste – Feminino



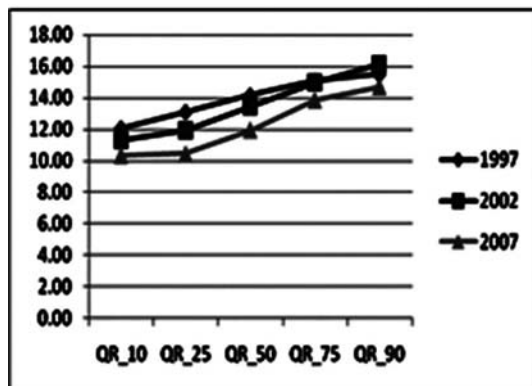
Sudeste – Masculino



Sudeste – Feminino



Sul – Masculino



Sul – Feminino

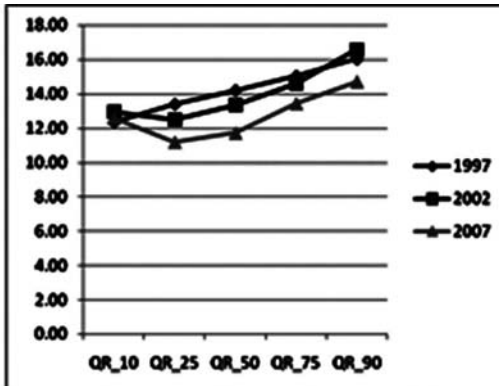


Figura 1 - Taxa de retorno da educação com variável escolaridade anos de estudo

Ao comparar esses três anos, observa-se que a taxa de retorno da educação é menor no ano de 2007 em todas as regiões do Brasil. Tais resultados também eram esperados pelo fato de que o aumento da escolaridade da população leva a que haja uma diminuição do prêmio por maior nível de escolaridade. Resultados similares foram obtidos por Fersterer e Winter-Ebmer (2003).

Na sequência será analisada a taxa de retorno da educação comparando as regiões no Brasil (Figura 2), em que a variável escolaridade continua sendo representada por anos de estudos. Observa-se que a menor taxa de retorno da educação é encontrada no Nordeste para todos os anos analisados e para todos os quantis. Conforme esperado, a taxa de retorno da educação é menor quando o quantil é igual a 0,10, e maior quando é igual a 0,90. Observa-se que essa taxa é mais próxima para quantis inferiores (0,10, 0,25 e 0,50), principalmente para os anos de 2002 e 2007.

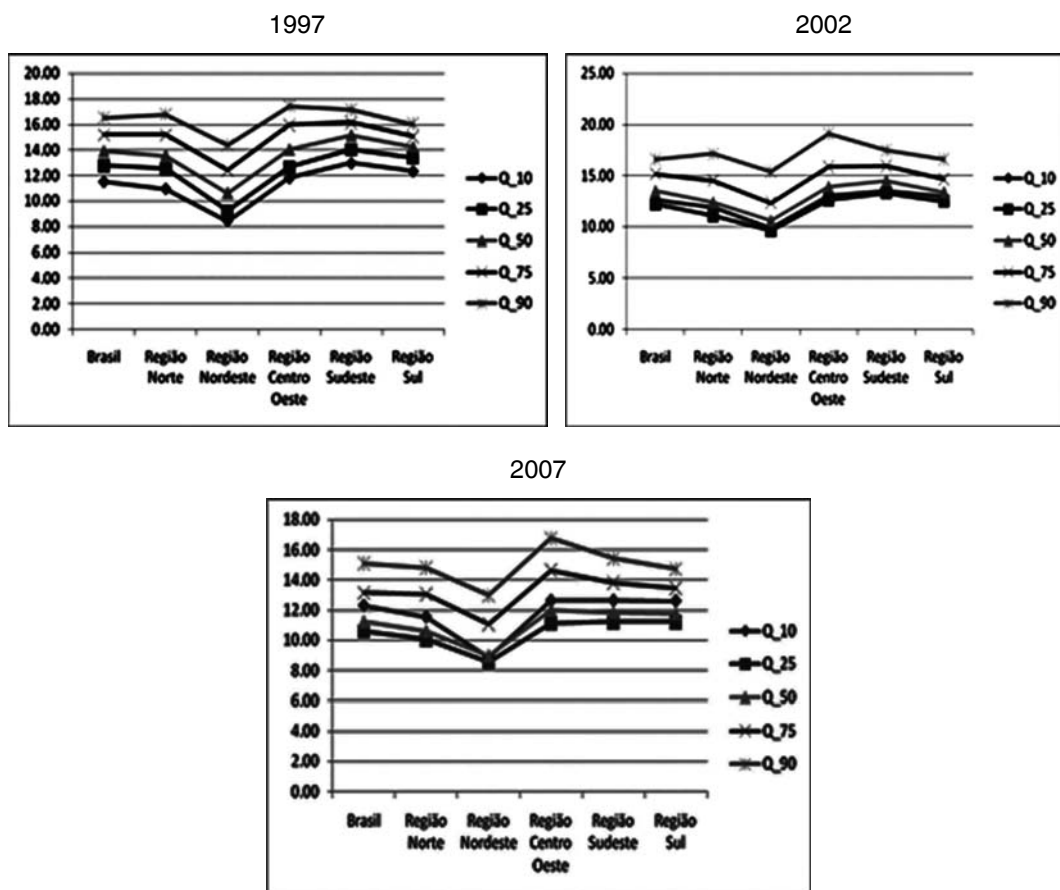
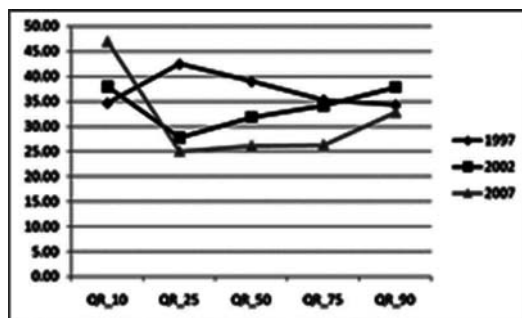


Figura 2 - Taxa de retorno da educação por regiões por quantil, por ano, para mulher

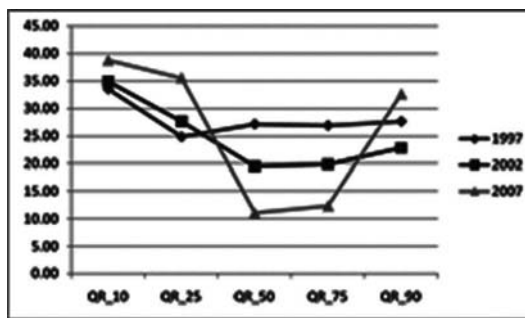
A seguir é analisado o modelo econométrico da equação salarial quando a variável escolaridade é especificada na forma de variável *dummy* de acordo com o grau de escolaridade, conforme apresentado na metodologia. É analisada a relação entre a taxa de retorno da educação por categoria educacional e o quantil, isto é, a taxa de retorno da educação quando o indivíduo conclui uma categoria educacional em comparação com a categoria anterior. Essa relação é direta principalmente para as seguintes categoria de escolaridade: *Fund_2_c versus Fund_2_i*, *Ens_Med_i versus Fund_2_c* (Figura 3), tanto para o homem como para a mulher. Ao comparar os anos, verifica-se que a taxa de retorno da educação é menor para o ano de 2007, para a maioria das situações. Ao analisar a categoria educacional quando é finalizado o ensino médio, *Ens_Med_c versus Ens_Med_i*, os resultados são um pouco diferentes em relação aos anos e ao gênero, pois a relação direta entre taxa de retorno da educação e quantil é verificada somente para o homem, para todos os anos analisados. Diferente do caso anterior, essa taxa é maior para o ano de 2007, o que poderá representar uma maior valorização das pessoas que concluíram o ensino médio para os homens. A relação direta entre taxa de retorno da educação e quantil é também verificada para quem concluiu o ensino superior (*Ens_Sup_c versus Ens_Sup.i*), principalmente para a mulher. No entanto, o ano de 2007 aparece como um caso intermediário.

Buchinsky (1998) analisou o retorno da educação a partir de uma regressão quantílica para os anos de 1972, 1979, 1985 e 1992 e encontrou que tal retorno para a categoria do ensino superior aumentou à medida que aumentou o quantil. O retorno diminuiu em 1979 e aumentou em 1985 e 1992.

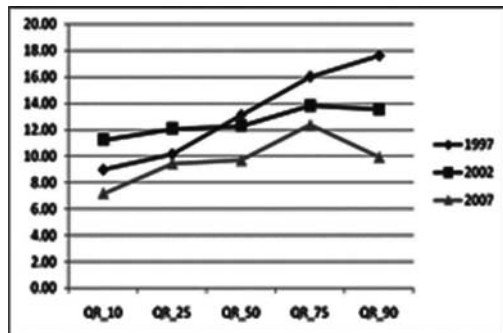
Fund_1_c versus Fund_1_i – Masculino



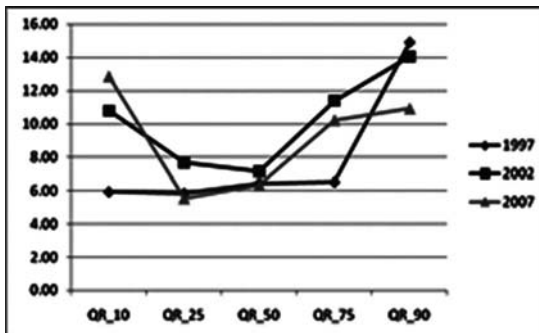
Fund_1_c versus Fund_1_i – Feminino



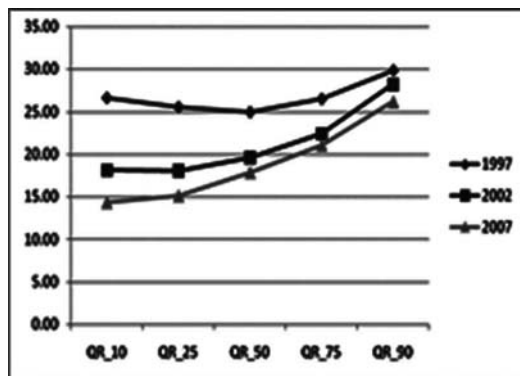
Fund_2_i versus Fund_1_c – Masculino



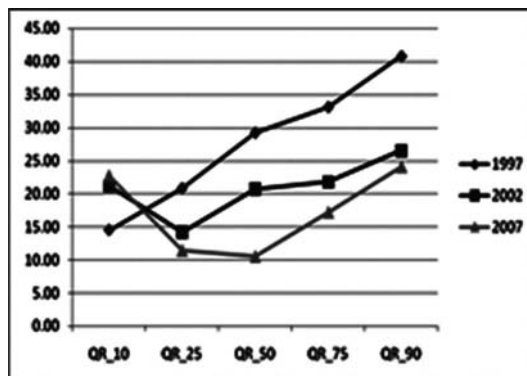
Fund_2_i versus Fund_1_c – Feminino



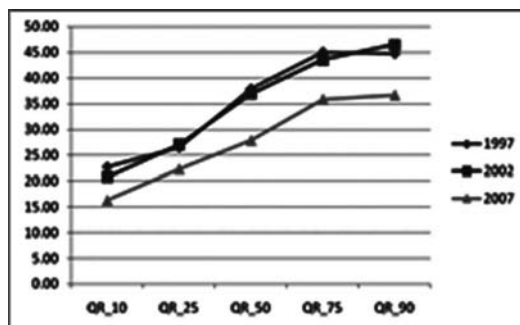
Fund_2_c versus Fund_2_i – Masculino



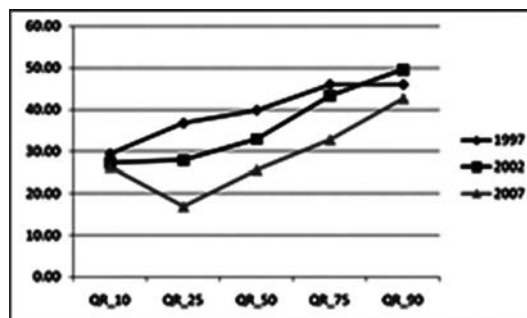
Fund_2_c versus Fund_2_i – Feminino



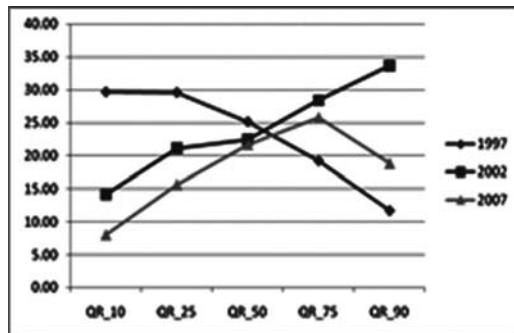
Ens_Med_i versus Fund_2_c – Masculino



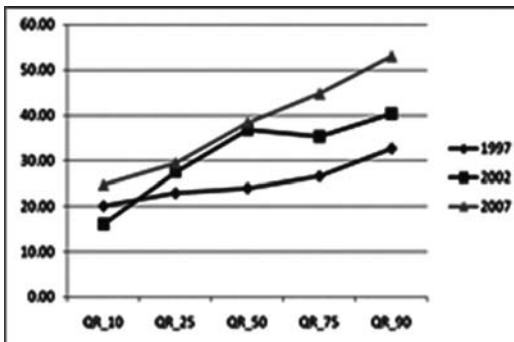
Ens_Med_i versus Fund_2_c – Feminino



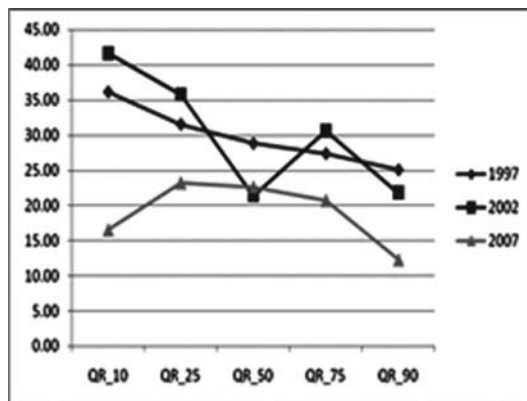
Ens_Med_c versus Ens_Med_i – Masculino



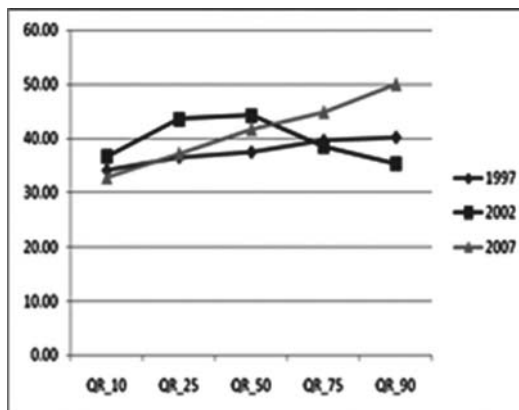
Ens_Med_c versus Ens_Med_i – Feminino



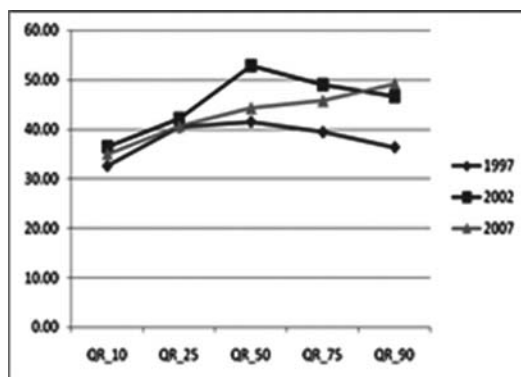
Ens_Sup_i versus Ens_Med_c – Masculino



Ens_Sup_i versus Ens_Med_c – Feminino



Ens_Sup_c versus Ens_Sup.i – Masculino



Ens_Sup_c versus Ens_Sup.i – Feminino

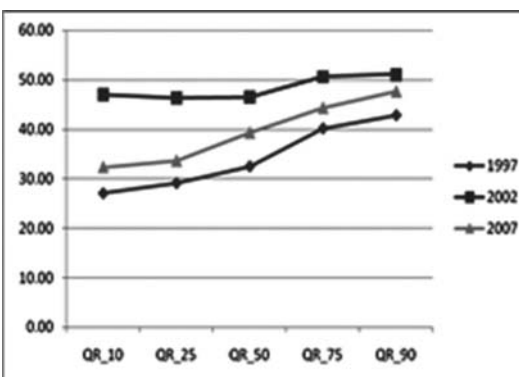
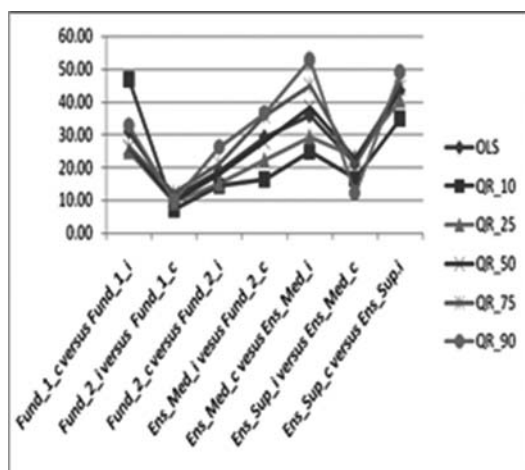


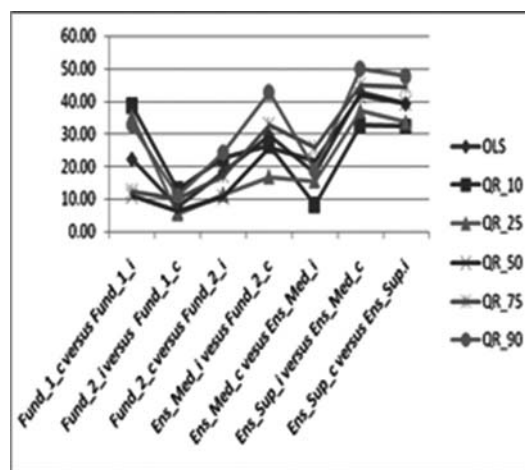
Figura 3 - Taxa de retorno da educação com variáveis *dummy* no Brasil

Na sequência verificou-se que a taxa de retorno da educação não é constante à medida que a pessoa aumenta seu nível de escolaridade. É possível analisar a variação dessa taxa de retorno à medida que é alterada a categoria educacional por quantil, considerando a diferença de gênero para os anos de 1997, 2002 e 2007 (esses casos são apresentados na Figura 4). Para o ano de 2007, a maior taxa de retorno da educação para o homem ocorreu quando foi finalizado o ensino médio em relação ao ensino médio incompleto, e quando terminou o ensino superior em relação ao superior incompleto. A trajetória da taxa de retorno da educação é semelhante para todos os quantis, sendo ligeiramente diferente para o homem e para a mulher.

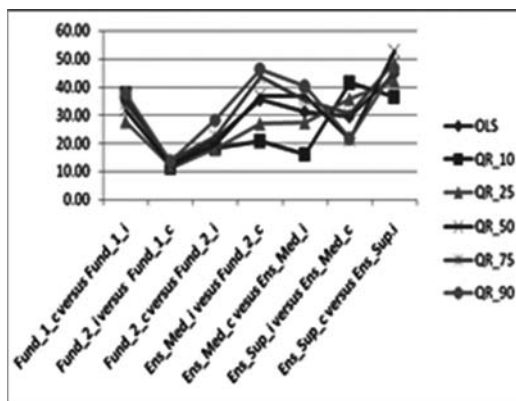
Masculino – 2007



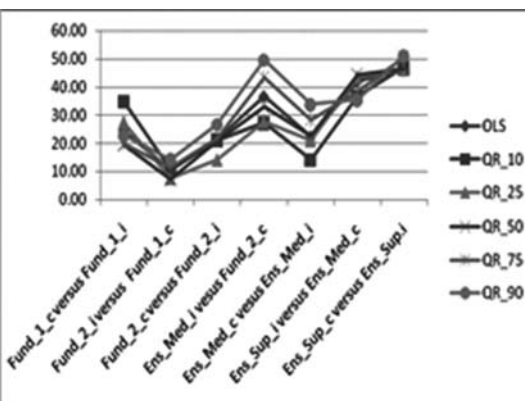
Feminino - 2007



Masculino – 2002



Feminino - 2002



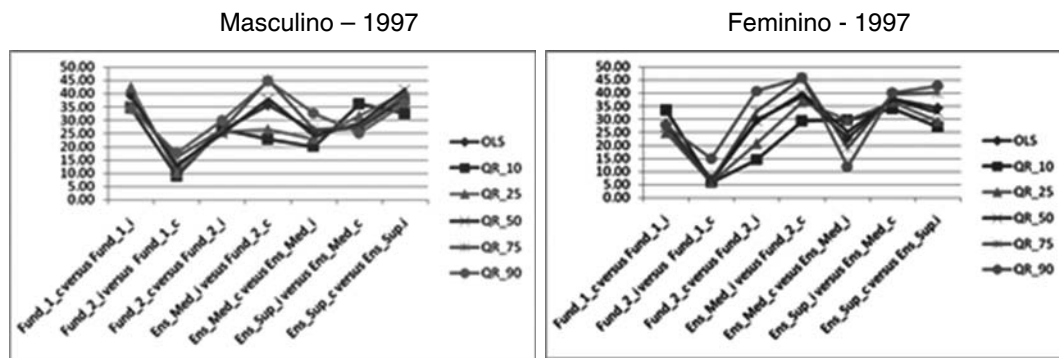


Figura 4 - Taxa de retorno da educação por categoria educacional no Brasil

Conforme é esperado, a taxa de retorno da educação é menor para o quantil inferior para todos os anos, tanto para o homem como para a mulher (Figura 4).

Considerações finais

Este artigo utilizou a regressão quantílica para descrever a distribuição salarial condicional para o Brasil e suas regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), no período de 1997, 2002 e 2007. A regressão quantílica permite verificar a distribuição salarial ao longo do quantil. A estimação da equação de Mincer, em vários pontos da distribuição salarial, revela aspectos interessantes que seriam ignorados se fosse utilizada a regressão considerando apenas a média da distribuição (OLS).

Para as pessoas ocupadas foi verificado que ocorreu um aumento do nível de escolaridade no Brasil ao longo do período analisado, tanto para o homem como para a mulher, pois ocorreu a diminuição das pessoas com fundamental_1 completo e um aumento das pessoas com ensino superior completo. O que se destaca foi uma grande parcela das pessoas com ensino médio incompleto.

Esse aumento de escolaridade pode ser observado pelo aumento da média dos anos de estudo que, para o homem, que passou de 7,69 em 1997 para 8,64 em 2007; já para as mulheres, a variação foi de 8,77 para 8,98 em 1997 e 2007, respectivamente. Ao verificar as diferenças regionais, observa-se que o nível de escolaridade é menor no Nordeste.

Para analisar a desigualdade salarial no período, foi calculada a razão de salário entre o quantil superior e o quantil inferior. Tal razão diminuiu no Brasil, que passou de 12,5 para 7,14 para o homem em 1997 e 2007, respectivamente. Para a mulher também ocorreu uma diminuição dessa razão salarial, que passou de 10,53 para 9,47 em

1997 e 2007, respectivamente. Observa-se, então, que a diminuição da desigualdade foi menos intensa para as mulheres. Quando se consideram as diferenças entre as regiões, observa-se que ocorreu também uma diminuição dessa razão salarial no Nordeste; no entanto, tal diminuição foi menos intensa, sendo que, para o homem, a queda foi na magnitude de 5,36 e 3,00 no Brasil e no Nordeste, respectivamente.

A estimativa da taxa de retorno da educação (OLS) no Brasil diminuiu ao longo do período: para o homem passou de 14,13 para 12,60 em 1997 e 2007, respectivamente. Tal diminuição também ocorreu nas regiões geográficas, principalmente para a região Sul e Sudeste. Essa taxa de retorno da educação aumentou ao longo do quantil para a maioria dos anos, tanto para a mulher como para o homem. Por outro lado, a diferença da taxa de retorno da educação para o 90th e 10th decil diminuiu ao longo do tempo principalmente para as mulheres, sendo que essa diferença é mais acentuada para o homem, ou seja, ocorreu uma diminuição da taxa de retorno da educação para todos os quantis ao longo do período, tanto para o homem como para a mulher para todas as regiões geográficas. Foi constatado que a taxa de retorno da educação é menor na região Nordeste para todos os anos analisados, e tal resultado pode ser explicado pela menor demanda por trabalhador mais qualificado. Foi verificado, também que a taxa de retorno da educação não é constante à medida que a pessoa aumenta seu nível de escolaridade, sendo que sua trajetória é semelhante para todos os quantis e ligeiramente diferente entre homem e mulher.

REGIONAL WAGE EQUATION IN BRAZIL, 1997, 2002 AND 2007 – A QUANTILE APPROACH

Abstract

This paper uses quantile regression to describe conditional wage distribution in Brasil for the years 1997, 2002 e 2007. We find that skill education increased to main women, the wage inequality in the Brazil fall when measure the ratio of wage at the ninth and first deciles to main men, this fall was less intense in the northeast. The return to education fall over the time in all quantiles and it's smaller in the northeast, this return was higher at the higher the quantiles, and it's not constant at higher the skill education.

Keywords: Earning functions. Quantile regressions. Wages.

JEL Classification: C21, J01, J24

ECUACIÓN SALARIAL POR REGIÓN EN BRASIL, 1997, 2002 Y 2007 – UN ABORDAJE CUANTÍLICO

Resumen

Este artículo utiliza la regresión cuantílica para describir la distribución salarial condicional en Brasil en los años 1997, 2002 y 2007. Fue encontrado un aumento de la escolaridad durante el período principalmente para las mujeres, siendo que la desigualdad salarial en el país disminuyó cuando se observa la relación salarial entre el 90th y 10th decil principalmente para los hombres, esta caída fue menos intensa en el Nordeste. O sea, la tasa de retorno de la educación estimada disminuyó durante el período para todos los cuantiles y fue menor en el Nordeste. Cabe destacar que esta tasa aumentó durante el cuantil, no siendo constante a medida que aumentó el nivel de escolaridad.

Palabras claves: Ecuación de rendimiento. Regresión cuantílica. Salario.

Notas

- ¹ Data generating process.
- ² *Econometrica*, 1978, 46, p. 33-50.
- ³ Por falta de espaço foi apresentado nos anexos o modelo econométrico com a variável educação utilizando anos de estudos e na forma de variável *dummy* para o ano de 2007 para o homem.

Referências

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. Institutions as the fundamental cause of long-run growth. *NBER Working Paper Series*, n. 10481, p. 111, 2004.
- BECKER, G. *Human capital – a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. 3. ed. The University of Chicago Press, 1993.
- BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica*, v. 62, n. 2, p. 405-458, March 1994.
- _____. Recent advances in quantile regression models. A practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, XXXIII, p. 88-126, 1998.
- _____. Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the U.S. *Empirical Economics*, v. 26, p. 87-113, 2001.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics – Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005. 1034pp.
- CARRILLO, A. Z. La escolaridad y la distribución condicional del ingreso – uma aplicação de regressión cuantil. *El Trimestre Económico*, v. LXVIII (1), n. 269, p. 39-70, Enero/Marzo 2001.
- FERSTERER, J.; WINTER-EBMER, R. Are Austrian returns to education falling over time? *Labour Economics*, v. 10, p. 73-89, 2003.
- MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Earning functions in Portugal 1982-1994: evidence from quantile regressions. *Empirical Economics*, v. 26, p. 115-134, 2001.
- MARTINS, P. S.; PEREIRA, P. T. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. *Labour Economics*, v. 11, p. 355-371, 2004.
- MINCER, J. Progress in human capital analyses of the distribution of earnings. *NBER Working Paper Series*, n. 53, p. 67, August 1974.
- _____. Human capital and economic growth. *NBER Working Paper Series*, n. 803, p. 30, 1981.
- _____. Change in wage inequality, 1970-1990. *NBER Working Paper Series*, n. 5823, p. 30, 1996.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *The American Economic Review*, v. 51, March, p. 1-17, 1961.

Anexo

Anexo 1 - Equação Salarial para pessoas ocupadas por região em 2007 - Masculino

Variáveis	OLS	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
anos_estudos	0.13108 (0.00004)	0.10373 (0.00001)	0.10454 (0.00000)	0.12212 (0.00001)	0.14088 (0.00002)	0.15060 (0.00004)
Branco	0.19987 (0.00027)	0.12170 (0.00010)	0.13221 (0.00003)	0.17717 (0.00006)	0.23206 (0.00013)	0.27574 (0.00025)
Experiência	0.03877 (0.00004)	0.02744 (0.00002)	0.03090 (0.00000)	0.03906 (0.00001)	0.04653 (0.00002)	0.04943 (0.00004)
Experiência2	-0.00044 (0.00000)	-0.00042 (0.00000)	-0.00040 (0.00000)	-0.00045 (0.00000)	-0.00049 (0.00000)	-0.00047 (0.00000)
Chefe_Família	0.17263 (0.00030)	0.19301 (0.00012)	0.15524 (0.00003)	0.15278 (0.00006)	0.16415 (0.00015)	0.17561 (0.00028)
L_Horas_Trab	0.41537 (0.00042)	0.50854 (0.00020)	0.41146 (0.00004)	0.37586 (0.00009)	0.36992 (0.00022)	0.35390 (0.00046)
Est_CO	0.00877 (0.00005)	-0.00097 (0.00002)	0.00118 (0.00000)	0.00643 (0.00001)	0.01348 (0.00003)	0.01755 (0.00005)
Est_NO	-0.01130 (0.00006)	-0.01633 (0.00002)	-0.01646 (0.00001)	-0.01511 (0.00001)	-0.00732 (0.00003)	-0.00432 (0.00005)
Est_NE	-0.03367 (0.00004)	-0.04102 (0.00001)	-0.03905 (0.00000)	-0.03775 (0.00001)	-0.02872 (0.00002)	-0.01985 (0.00004)
Est_SUL	-0.00243 (0.00004)	-0.00025 (0.00001)	0.00000 (0.00000)	-0.00241 (0.00001)	-0.00214 (0.00002)	-0.00334 (0.00003)
Constante	4.13467 (0.00092)	3.81819 (0.00040)	4.19288 (0.00009)	4.26936 (0.00019)	4.31831 (0.00048)	4.55245 (0.00094)
N. Obs	62493	62493	62493	62493	62493	62493
Pseudo R ²		0.1948	0.2022	0.233	0.2716	0.2838
R ²	0.4079					

Fonte: Dados de pesquisa - desvio padrão entre parênteses.

Anexo 2 - Equação Salarial para pessoas ocupadas no Brasil em 2007 - Masculino

Variáveis	OLS	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
Fund_1_c	0.31040 (0.00049)	0.46958 (0.00008)	0.25018 (0.00000)	0.26094 (0.00000)	0.26323 (0.00000)	0.32822 (0.00008)
Fund_2_i	0.42230 (0.00047)	0.54129 (0.00008)	0.34464 (0.00000)	0.35787 (0.00000)	0.38678 (0.00000)	0.42742 (0.00008)
Fund_2_c	0.61251 (0.00050)	0.68473 (0.00009)	0.49604 (0.00000)	0.53672 (0.00000)	0.59747 (0.00000)	0.68946 (0.00008)
Ens_Med_i	0.90547 (0.00044)	0.84786 (0.00008)	0.71935 (0.00000)	0.81546 (0.00000)	0.95580 (0.00000)	1.05605 (0.00007)
Ens_Med_c	1.26411 (0.00126)	1.09521 (0.00022)	1.01378 (0.00000)	1.19878 (0.00000)	1.40314 (0.00000)	1.58572 (0.00020)
Ens_Sup_i	1.47668 (0.00097)	1.26080 (0.00017)	1.24655 (0.00000)	1.42538 (0.00000)	1.61101 (0.00000)	1.70838 (0.00015)
Ens_Sup_c	1.91169 (0.00055)	1.61095 (0.00009)	1.65336 (0.00000)	1.86847 (0.00000)	2.06924 (0.00000)	2.20072 (0.00009)
Branco	0.23760 (0.00026)	0.18457 (0.00004)	0.20564 (0.00000)	0.21754 (0.00000)	0.24558 (0.00000)	0.27581 (0.00004)
Experiência	0.04072 (0.00004)	0.02604 (0.00001)	0.03225 (0.00000)	0.04014 (0.00000)	0.04740 (0.00000)	0.05121 (0.00001)
Experiência2	-0.00053 (0.00000)	-0.00042 (0.00000)	-0.00046 (0.00000)	-0.00053 (0.00000)	-0.00059 (0.00000)	-0.00056 (0.00000)
Chefe_Família	0.17250 (0.00030)	0.15689 (0.00005)	0.16098 (0.00000)	0.15973 (0.00000)	0.17492 (0.00000)	0.17893 (0.00005)
L_Horas_Trab	0.46751 (0.00042)	0.52146 (0.00009)	0.48067 (0.00000)	0.44105 (0.00000)	0.41743 (0.00000)	0.39937 (0.00008)
Constante	4.46778 (0.00089)	3.98330 (0.00018)	4.36131 (0.00000)	4.57743 (0.00000)	4.77243 (0.00000)	5.00818 (0.00015)
N. Obs	62493	62493	62493	62493	62493	62493
Pseudo R ²		0.1737	0.1934	0.2376	0.2846	0.2982
R ²	0.4093					

Fonte: Dados de pesquisa - desvio padrão entre parênteses.