

A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica

Marinalva Cardoso Maciel

Depto. de Estatística da Univ. Fed. Do Pará

Ana Katarina Campêlo

Depto. de Economia da Un. Fed. De Pernambuco

Maria Cristina Falcão Raposo

Depto. Estatística da Un. Fed. De Pernambuco

Resumo

As últimas décadas testemunharam um aumento sem precedentes da participação da mulher no mercado de trabalho. Um dos fatores que afeta esta participação é a educação. Este artigo analisa as mudanças ocorridas de 1992 para 1999 nos retornos em educação tendo como ferramenta de análise a regressão quantílica. Os resultados mostram que houve um crescimento do retorno em educação nos quantis mais elevados da distribuição condicional do salário da mulher. Há também uma indicação de que a educação passou a ser mais significativa no salário da mulher em 1999.

Palavras-chave: regressão quantílica, retorno em educação, distribuição salarial.

Abstract

The Brazilian economics has witnessed an increase without precedents of the women's participation in the labor force. Education has been one of the factors to affect this fact. This work analyses the changes which have been occurred from 1992 to 1999 in the woman. Quantile regression reveals the effect of education is not constant throughout woman's conditional wage structure. The return to education has a growth at the higher quantiles of the wage distribution during the period in analysis. The results show that education has had an expressive role for woman's wage.

Keywords: quantile regression, return to education, woman's wage distribution.

Código de classificação do JEL: J31

Área de classificação da ANPEC: 06

1 Introdução

A taxa de participação da mulher constitui uma das mais importantes transformações do mercado de trabalho e tem sido motivo de várias pesquisas em todo o mundo (Ver, por exemplo, Zylberstajn et al. (1985), Sedlacek e Santos (1990), Stelcner (1992), Jatobá (1993) e Jacobsen (1999)). Jacobsen (1999) declara que a estatística econômica mais marcante para os Estados Unidos no século XX foi o aumento da participação da força de trabalho feminina. No Brasil, a crescente participação da mulher no mercado de trabalho a partir de 1970 tem recebido considerável atenção. Segundo Barros, Jatobá e Mendonça (1997) esta atenção é impulsionada pela necessidade de entender os mecanismos e motivações que têm levado ao crescimento espetacular da participação da mulher no mercado de trabalho ao longo das últimas décadas e também pelo fato da taxa de participação feminina ser um indicador sócio-econômico básico uma vez que está intimamente ligado a pelo menos três questões sociais: os desníveis sócio-econômicos por gênero; à redução da pobreza e ao comportamento geral do mercado de trabalho.

A educação é apontada como um dos fatores que afetam as taxas de participação no mercado de trabalho, por esta razão, é muito importante avaliar a relação entre salário e educação através do retorno em educação no salário das trabalhadoras. No Brasil, tem havido na última década um aumento do nível de escolarização tanto para homens quanto para mulheres. Araújo (1996) considerou apenas as pessoas residentes nas áreas metropolitanas de Recife e São Paulo. Dado a crescente participação das mulheres no mercado de trabalho, faz-se necessário um estudo específico dos retornos à educação para esta camada populacional, cujas variáveis de trabalho (participação, horas trabalhadas, salário, etc) têm sofrido profundas transformações nas últimas décadas. Este será o principal foco deste trabalho. Nos artigos de Leal e Werlang (1991) e Araújo (1996), a análise de regressão foi feita com base em versões expandidas do modelo de Mincer e as estimativas foram calculadas através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). No trabalho de Araújo (1996) foi questionada a utilização das estimativas de mínimos quadrados em virtude da violação das suposições do modelo clássico (como a amostragem da PNAD não é completamente aleatorizada, o erro amostral não tem média zero), incorrendo em estimativas viesadas. Para corrigir o viés, o autor usou o procedimento de Heckman em dois estágios (detalhes em Araújo (1996)).

A técnica de mínimos quadrados ordinários tem sido ostensivamente usada em diversa áreas como ferramenta de análise do modelo de regressão linear. Seu uso generalizado advém da facilidade de implementação de tal técnica. é fato

conhecido que este método muitas vezes apresenta uma visão incompleta do conjunto de dados e relação entre variáveis. Este fato foi reconhecido por Mosteller e Tukey (1977) que colocam de forma simples e clara as limitações do método de mínimos quadrados ordinários:

"What the regression curve does is give a grand summary for the averages of the distributions corresponding to the set of x's. We could go further and compute several different regression curves corresponding to the various percentage points of the distributions and thus get a more complete picture of the set. Ordinarily this is not done, and so regression often gives a rather incomplete picture. Just as the mean gives an incomplete picture of a single distribution, so the regression curve gives a correspondingly incomplete picture for a set of distributions".

O avanço da computação possibilitou a disseminação de técnicas de regressão mais robustas (Técnicas insensíveis a pequenos desvios das suposições básicas dos modelos.) que apresentam uma série de vantagens em comparação ao método tradicional no caso de violações das suposições do modelo clássico. A regressão quantílica, usada neste estudo, faz parte desta classe de métodos mais robustos de estimação e sua eficácia pode ser notada nos casos em que os erros não têm distribuição normal ou quando a variável dependente apresenta valores extremos. A regressão quantílica foi anteriormente usada por Buchinsky (1994, 1996, 1997) para analisar as mudanças na estrutura de salários nos Estados Unidos, em particular os retornos em educação. Estudo semelhante foi feito por Hartog, Pereira e Vieira (1999) para Portugal. Uma das vantagens mais atrativas da regressão quantílica é que a mesma caracteriza toda a distribuição condicional da variável de interesse dadas as variáveis explicativas, fornecendo assim uma visão mais completa da relação entre as variáveis.

A distribuição de rendimentos é intrinsecamente assimétrica e seu comportamento é bastante distinto ao longo dos quantis, portanto a regressão clássica não parece ser satisfatória para estudar fenômenos dessa natureza. No caso do Brasil, para o ano de 1992 por exemplo, o retorno médio (MQO) em educação para indivíduos com 8 anos de estudo e 15 anos de experiência é de 12,77, enquanto que para o quantil 0,10 e 0,90 é de 10,1 e 15,0, respectivamente (ver resultados na Tabela 5 para diferentes níveis de educação e experiência). No presente estudo, bem como nos citados anteriormente, vemos que há uma diferença significativa dos retornos em educação nos diferentes pontos da distribuição condicional do salário, sendo então importante o uso de métodos que caracterizem toda a distribuição condicional ao invés de apenas a média condicional.

Os resultados de Buchinsky (1994) para o retorno em educação na população geral nos Estados Unidos nos anos 60, 70 e 80 mostram que as mudanças no retorno médio em

educação e no retorno em educação para cada quantil seguem anualmente um padrão similar. Entretanto, os retornos em educação ao longo dos quantis diferem significativamente: no geral, os retornos são altos para os quantis superiores. Em Buchinsky (1997), a análise foi feita para homens brancos nos anos de 1972, 1979, 1985 e 1992. Os retornos em educação exibem padrão de mudança distinto no período para vários níveis de educação e experiência. Ao longo dos quantis, na maioria dos casos, há diferenças significativas no retorno em educação.

Para o caso feminino Buchinsky (1996) realizou um estudo nos anos de 1968, 1973, 1979, 1986 e 1990 fazendo uma aplicação de regressão quantílica aliada a uma correção do viés de seleção amostral. Os resultados mostraram que, de forma geral, os retornos em educação aumentaram sensivelmente no grupo jovem (mulheres na faixa etária de 20 a 34 anos), mas muito pouco para os grupos com mais idade no período estudado. Os retornos geralmente são altos para os baixos quantis do grupo jovem no início do período estudado, mas esta ordem é oposta no final deste mesmo período. Em Hartog, Pereira e Vieira (1999) foi feita uma análise por gênero nos anos de 1982, 1986 e 1992 e a tendência do retorno em educação é ser alta para altos níveis de educação e o retorno para as mulheres é sempre inferior aos dos homens. No geral, os retornos vão aumentando do primeiro ao último quantil estudado, tanto para homens quanto para mulheres.

O presente estudo examina mudanças na estrutura salarial feminina. Mais especificamente, foi aplicado o método de regressão quantílica para analisar mudanças no retorno em educação para mulheres usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) nos anos de 1992 e 1999. Como forma de comparação foi incluída na análise a regressão clássica. O retorno em educação é analisado inicialmente para as amostras anuais completas (mulheres entre 18 e 65 anos) e em seguida para duas sub-amostras anuais constituídas de mulheres com idade entre 18 e 34 anos (grupo1) e 35 e 65 anos (grupo2). Os resultados para as amostras completas mostram que, apesar do padrão de mudança do retorno em educação ser similar nos anos estudados, no ano de 1999 houve um aumento do retorno nos quantis mais elevados da distribuição condicional do salário da mulher. Com relação ao nível educacional, o retorno para as mulheres que possuem maior escolaridade aumentou de 1992 para 1999, em contrapartida, para as mulheres com poucos anos de estudo ocorreu um decréscimo neste período, indicando que a educação passou a ser mais significativa no salário da mulher em 1999. Para as sub-amostras o retorno em educação apresenta padrão de mudança semelhante ao das amostras anuais completas somente para as mulheres com maior escolaridade nos grupos.

De maneira geral o retorno em educação é bastante heterogêneo ao longo da distribuição condicional do salário da mulher nos anos estudados, corroborando a necessidade da

utilização da técnica de regressão quantílica para dar uma visão mais global sobre o efeito da educação no salário da mulher.

2 Métodos

Um dos métodos utilizados neste estudo é a regressão de mínimos quadrados. Este método estima apenas o efeito médio do retorno em educação na distribuição condicional do salário. Para analisar o impacto da educação nos diferentes pontos da distribuição condicional do salário é feita uma análise através da regressão quantílica. Esta técnica foi introduzida por Koenker e Basset em 1978 e pode ser vista como uma extensão dos quantis ordinários em um modelo de locação para uma classe mais geral de modelos lineares em que os quantis condicionais têm a forma linear. Eles definem o θ -ésimo quantil de regressão como a solução da seguinte função objetivo:

$$\min \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \geq x_i \beta} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{i: y_i < x_i \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta| = \min \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho(\theta)(y_i - x_i \beta)$$

onde ρ é a função check definida por:

O modelo especifica a função quantil condicional da variável dependente y , dada a matriz de regressores X como:

$$Q_y(\theta|X) = X\beta(\theta) \quad \theta \in [0,1]$$

De acordo com Buchinsky (1997), a regressão quantílica¹ apresenta características que a tornam extremamente interessante, tais como: os modelos podem ser usados para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável resposta dado um conjunto de regressores; o modelo tem uma representação na forma de programação linear que facilita a estimação dos parâmetros; a função objetivo da regressão quantílica é uma soma ponderada de desvios absolutos, fornecendo uma medida de locação robusta, de modo que o vetor de coeficientes estimado não é sensível a observações extremas na variável dependente; quando os erros não seguem a distribuição normal os estimadores de regressão quantílica podem ser mais eficientes que os estimadores de mínimos quadrados; soluções diferentes para

¹ A regressão de mínima soma de erros absolutos L_1 é um importante caso particular deste método. Para mais detalhes ver Koenker e Basset (1982), Buchinsky (1997), Koenker e Machado (1999) e Koenker e Hallock (2001).

quantis distintos podem ser interpretados como diferenças na resposta da variável dependente às mudanças nos regressores em vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

2.1 Teoria Assintótica

Para estudar o comportamento assintótico da estimativa de regressão quantílica são feitas as seguintes suposições adicionais:

i) a distribuição dos erros, F_ε tem densidade contínua e estritamente positiva, f_ε , para todo z , tal que $0 < F_\varepsilon(z) < 1$.

ii) $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} X' X = D$, uma matriz positiva definida.

Koenker e Bassett (1978) mostraram que, para erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), tem-se:

$$\sqrt{n} \left(\hat{\beta}(\theta) - \beta(\theta) \right) \xrightarrow{d} N(0, \Lambda_\theta)$$

$$\text{onde } \Lambda_\theta = \frac{\theta(1-\theta)}{f_\varepsilon^2(F_\varepsilon^{-1}(\theta))} D^{-1}$$

Dessa forma, a precisão assintótica da estimativa de regressão quantílica para erros i.i.d. depende basicamente da quantidade

$$s(\theta) = [f_\varepsilon(F_\varepsilon^{-1}(\theta))]^{-1}$$

usualmente chamada de função "sparsity"²

Para erros não i.i.d, o limite da matriz de covariância assume a forma do "Huber Sandwich" (ver Koenker e Portnoy, 2000):

$$\sqrt{n} \left(\hat{\beta}(\theta) - \beta(\theta) \right) \xrightarrow{d} N(0, H_n^{-1} J_n H_n^{-1})$$

$$\text{onde } J_n(\theta) = \theta(1-\theta) n^{-1} X' X$$

e

$$H_n(\theta) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{i=1}^n x_i x_i' f_i(\xi_i(\theta))$$

² Segundo Koenker e Portnoy (1999), o termo "função sparsity" foi criado por Tukey (1965), enquanto que Parzen (1979) chama para $s(\theta)$ "função densidade-quantil".

onde $f_i(\xi_i(\theta))$ é a densidade condicional da variável resposta y_i avaliada no θ -ésimo quantil condicional. No caso i.i.d. as funções $f_i(\xi_i(\theta))$ são idênticas e o "Huber Sandwich" se iguala à expressão Λ_θ para erros i.i.d.

3 Resultados Empíricos

Nesta aplicação foi utilizado um modelo linear do tipo introduzido por Mincer (1974), onde os anos de estudo (edu) são usados como uma das variáveis explanatórias. A variável dependente é o logaritmo natural do salário recebido por hora (lnsal) definido pelo salário mensal de todos os trabalhos dividido pelo número de horas trabalhadas no mês. As variáveis independentes são: educação (anos de estudo); experiência (aproximação para o que se pode denominar de experiência potencial no mercado de trabalho, computada como: Idade - Edu - 7); salário (calculado pela divisão do total do rendimento do trabalho mensal pelo número de horas trabalhadas no mês) e diversas variáveis "dummy" para indicar se a mulher é chefe de família, se participa de sindicato; se possui carteira assinada; se o regime de trabalho é meio expediente; se pertence a raça branca; qual região reside (Sudeste, Centro-Oeste, Norte, Sul e Nordeste); qual área (metropolitana) e qual setor (urbano).

As sub-amostras aqui analisadas totalizam 24588 observações no ano de 1992 e 30749 em 1999 de mulheres com idade entre 18 e 65 anos que satisfazem as seguintes restrições: (a) trabalharam no ano da pesquisa; (b) tiveram rendimento mensal do trabalho positivo; (c) tiveram todas as informações de interesse completas no banco de dados da PNAD.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas básicas para as principais variáveis utilizadas na análise. Em 1992 observa-se, por exemplo, que a média de anos de estudo foi de 6,62 anos e a média salarial R\$1,69/hora, enquanto que em 1999 estes números são 7,5 anos e R\$2,02/hora, respectivamente. Quanto à experiência, houve pouca variação no período: de 18,54 em 1992 passou para 18,64 em 1999.

Em 1992, 57% das mulheres possuíam carteira assinada e em 1999 este percentual caiu para 54%, mostrando um aumento do trabalho informal (sem carteira assinada). Com relação a mulheres chefes de família, houve um aumento de 3 pontos percentual de 92 para 99 passando de 17% para 20% enquanto que a participação em sindicatos diminuiu 2 pontos percentual nesse período, de 16% para 14%.

Tabela 1-Estatísticas básicas para as variáveis da amostra, Brasil 1992-1999

Variável	1992			1999		
	Média	Des.Pad	Mediana	Média	Des.Pad	Mediana
Salário	1,69	2,69	0,97	2,02	3,55	1,20
Educação	6,62	4,37	6,00	7,50	4,22	8,00
Experiênc.	18,54	12,42	16,00	18,64	12,55	17,00
Chefe	0,17	0,38	0,00	0,20	0,40	0,00
Sindicato	0,16	0,37	0,00	0,14	0,34	0,00
Cart.Ass.	0,57	0,49	1,00	0,54	0,50	1,00
Meio Exp.	0,10	0,31	0,00	0,12	0,32	0,00
Branca	0,54	0,50	1,00	0,54	0,50	1,00
Sudeste	0,38	0,49	0,00	0,37	0,48	0,00
Norte	0,06	0,24	0,00	0,06	0,24	0,00
C.Oeste	0,10	0,30	0,00	0,11	0,32	0,00
Sul	0,20	0,40	0,00	0,19	0,39	0,00
Metropol.	0,48	0,50	0,00	0,49	0,50	0,00
Urbano	0,91	0,28	1,00	0,91	0,29	1,00

O efeito marginal de uma variável em um quantil condicional específico da variável dependente pode ser obtido pela derivada parcial correspondente. Desta maneira, o retorno para educação (edu) é definido como a derivada do quantil condicional em relação à educação, dado por

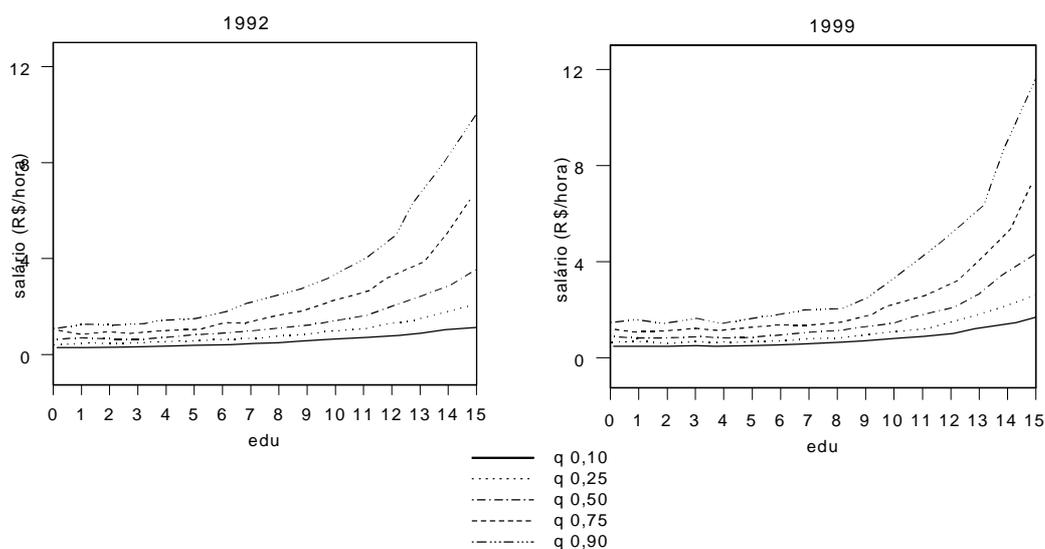
no qual o valor está multiplicado por 100 a fim de permitir uma interpretação percentual.

O Gráfico 1 mostra os salários ajustados para os quantis $\{0,10;0,25;0,50;0,75;0,90\}$ em função de anos de estudo, mantendo as demais variáveis nos seus valores médios, para mulheres com 15 anos de experiência.

Os resultados mais aparentes neste gráfico são os distintos retornos em educação (inclinação das diversas curvas ao longo dos quantis), bem como a existência de uma maior dispersão do salário esperado para mulheres com maior escolaridade. Outra conclusão evidente é o crescimento do salário em todos os quantis conforme o nível educacional se torna mais elevado. No entanto, há algumas diferenças neste crescimento entre os dois anos. Nota-se que para o ano de 1999 a curva do salário esperado para o quantil 0,90 é mais inclinada que a respectiva curva para o ano de 1992, para níveis educacionais mais elevados. Isto indica um crescimento no retorno em educação no período para o percentual de mulheres com maior renda salarial e nível educacional mais elevado. Isto também se verifica em menor

proporção para as mulheres com menor renda salarial (quantil 0,10).

Gráfico 1 - Salário ajustado em função de anos de estudo para trabalhadoras com idade entre 18 e 65 anos, 15 anos de experiência, por quantil. Brasil, 1992 - 1999



Percebe-se ainda neste Gráfico que nos demais pontos da distribuição, em especial os quantis abaixo da mediana, houve pouca variação no crescimento do salário em função dos anos de estudo.

As Tabelas 2 e 3 contêm o retorno em educação para diversos níveis educacionais e de experiência para os anos de 1992 e 1999, respectivamente. Nestas Tabelas também estão apresentados os retornos usando a regressão de mínimos quadrados usual. Observa-se que na Tabela 2 que em 1999 o retorno em educação aumentou à medida que nos movemos para quantis mais elevados da distribuição salarial para todos os níveis de educação e experiência.

Tabela 2 - Taxa de retorno em educação para mulheres com idade entre 18 e 65 anos por níveis de educação e experiência, Brasil - 1992

Edu	Exp	Quantis					MQO
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	
4	5	9,2	7,0	6,0	6,2	7,6	7,86
4	15	8,3	6,8	6,4	7,0	8,2	7,84
4	25	7,4	6,5	6,7	7,8	8,8	7,82
8	5	11,0	11,2	11,9	13,2	14,4	12,79
8	15	10,1	10,9	12,2	14,0	15,0	12,77
8	25	9,2	10,6	12,5	14,8	15,6	12,75
11	5	12,5	14,4	16,3	18,4	19,6	16,49
11	15	11,6	14,1	16,6	19,2	20,2	16,46
11	25	10,7	13,8	16,9	19,9	20,8	16,44
15	5	14,4	18,6	22,1	25,3	26,4	21,42
15	15	13,5	18,3	22,5	26,1	27,0	21,39
15	25	12,6	18,0	22,8	26,9	27,6	21,37

Em 1992 (Tabela 2), por sua vez, ocorreu uma queda no retorno em educação nos quantis 0,10 e 0,25 com o aumento dos anos de experiência em cada nível de educação estudado. A partir da mediana nota-se uma reversão deste fato, havendo um crescimento do retorno em educação à medida que se eleva o número de anos de estudo e de experiência, semelhante ao encontrado para 1999 (Tabela 3). Nota-se também que nos dois anos estudados há um comportamento diferente do retorno em educação para as mulheres com apenas 4 anos de estudo ao longo dos quantis para 5 e 15 anos de experiência: o retorno diminui do quantil 0,10 até a mediana, passando então a aumentar até o quantil 0,90, como pode ser visualizado no Gráfico 2.a para 4 anos de educação e 15 de experiência. Para as mulheres neste mesmo nível educacional (4 anos) e 25 anos de experiência vimos que há um comportamento distinto entre os dois anos. No ano de 1992, o retorno começa a crescer a partir da mediana e em 1999, há um crescimento do retorno partindo dos quantis mais baixos para os mais altos. Para os outros níveis de educação em ambos os anos os resultados são semelhantes: o retorno aumenta à medida que nos movemos para a cauda direita da distribuição salarial (ver Gráficos 2.b, 2.c e 2.d)

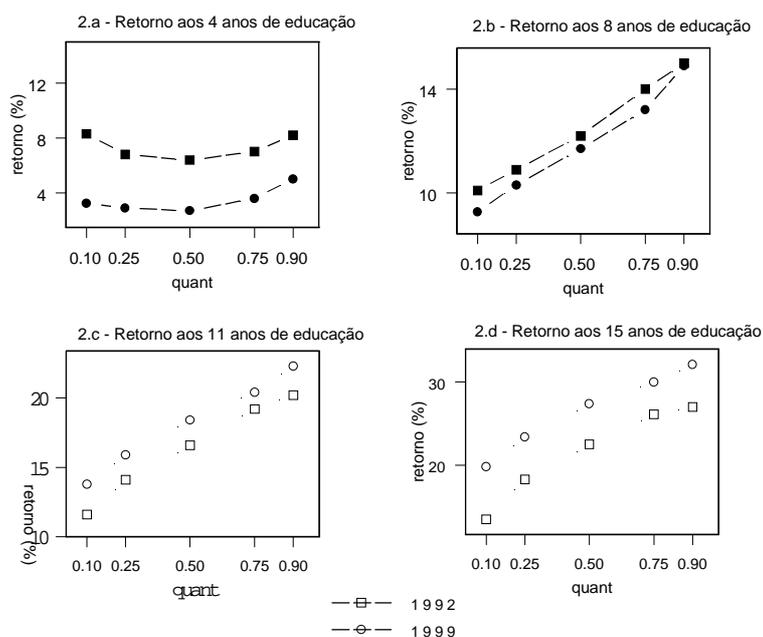
Outro resultado importante é o fato de que, em 1992, a diferença entre os retornos para os quantis 0,90 e 0,10 sempre crescente à medida que se eleva o nível educacional (a partir dos 8 anos de estudo) e anos de experiência, iniciando com 3 pontos percentual (8 anos de estudo e 5 anos de experiência) e indo até 15 pontos percentual de diferença (15 anos de estudo e 25 anos de experiência). Em 1999 (Tabela 3) verifica-se um comportamento semelhante para todos os níveis educacionais

e experiência, inclusive para mulheres com 4 anos de estudo.

Tabela 3 - Taxa de retorno em educação para mulheres com idade entre 18 e 65 anos por níveis de educação e experiência , Brasil - 1999

Edu	Exp	Quantis					MQO
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	
4	5	3,22	2,5	1,8	2,5	3,8	3,04
4	15	3,24	2,9	2,7	3,6	5,0	3,66
4	25	3,26	3,3	3,6	4,8	6,3	4,27
8	5	9,26	9,9	10,8	12,1	13,6	11,41
8	15	9,27	10,3	11,7	13,2	14,9	12,02
8	25	9,28	10,7	12,6	14,4	16,2	12,63
11	5	13,78	15,5	17,5	19,2	21,0	17,68
11	15	13,79	15,9	18,4	20,4	22,3	18,29
11	25	13,80	16,3	19,3	21,6	23,5	18,90
15	5	19,81	23,0	26,5	28,8	30,9	26,04
15	15	19,82	23,4	27,4	30,0	32,1	26,66
15	25	19,84	23,8	28,3	31,1	33,4	27,27

Gráfico 2 - Retorno em educação aos 15 anos de experiência, em vários níveis de educação, por quantil



4 Conclusões

Este trabalho analisou as mudanças na distribuição salarial das mulheres no Brasil entre os anos de 1992 e 1999, em particular o retorno em educação, que vem sofrendo grandes transformações ao longo das últimas décadas. O método de regressão quantílica possibilitou uma melhor caracterização deste retorno em alguns pontos da distribuição salarial das mulheres, provendo uma visão mais global entre educação e rendimentos das mesmas. As principais conclusões são sumarizadas a seguir:

- Houve uma crescente participação da mulher na força de trabalho no período estudado;
- O efeito da educação não é o mesmo ao longo da distribuição condicional do salário para ambos os anos estudados. Desta forma, a média condicional nos fornece apenas uma visão mais pobre da realidade. Por exemplo, em 1992, a regressão clássica indicou um decréscimo nas taxas de retorno em educação como aumento da experiência para todos os níveis de educação, porém, a análise através da regressão quantílica mostrou que este comportamento só acontece nos quantis inferiores (quantis 0,10 e 0,25) da distribuição salarial;
- Apesar de algumas semelhanças no comportamento do retorno em educação em ambos os anos estudados, o mesmo é maior no ano de 1999 relativamente ao ano de 1992 para os quantis mais elevados da distribuição salarial;
- Nos quantis inferiores, em 1992, o retorno em educação diminuiu com o aumento da experiência, ou seja, para mulheres com mesma escolaridade, conforme aumentava a experiência, diminuía a importância da educação no salário. Nos quantis mais elevados em 1992 o retorno em educação cresceu no mesmo sentido do aumento da educação e da experiência. Este fato se verifica no ano de 1999 para todos os quantis;
- O retorno em educação para as mulheres que possuem até o ensino fundamental (8 anos de estudo) teve um decréscimo de 92 para 99, indicando que em 99, a escolaridade passou a ser mais significativa.
- Para as mulheres que possuem ensino médio (11 anos de estudo) e ensino superior (15 anos de estudo), o retorno em educação é sempre superior em 99,

indicando a maior valorização da educação no salário.

Esta aplicação serve para constatar que, em estudos de populações heterogêneas com distribuição assimétrica, precisam ser utilizadas técnicas que investiguem mudanças para diferentes pontos da distribuição, como a Regressão Quantílica, uma vez que as técnicas usuais podem levar a conclusões equivocadas ou incompletas.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, T. P. (1996), Returns to education in segmented labour markets. *Textos para discussão n^o 367*. PIMES. UFPE. Pernambuco.

BARROS, R., JATOBÁ, J. e MENDONÇA, R. (1997), A evolução da participação de mulheres no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. In: *Anais do IV Encontro Nacional de Estudos do Trabalho*, São Paulo, Setembro de 1995. Associação Brasileira de Estudos do Trabalho. Rio de Janeiro.

BUCHINSKY, M. (1996), Women's return to education in the U.S.: Exploration by quantile regression with nonparametric sample selection correction. Yale University and NBER.

BUCHINSKY, M. (1997), Recent advances in quantile regression: A practical guideline for empirical research. Brown University and NBER.

HARTOG, J., PEREIRA, P. T. e VIEIRA, J. A. C. (1999), Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators. *Tinbergen Institute Discussion Papers, No 2*.

JACOBSEN, J. P. (1999), Labor force participation. In: Women at the end of the millennium: What we now, what we need to know. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **39**, 597-610.

JATOBÁ, J. (1993), Brazilian women in the metropolitan labor force: A time series study across region and household status. *Série Seminários n^o 27/93*. IPEA. Rio de Janeiro.

KOENKER, R. e BASSET, G. (1978), Regression Quantiles *Econometrica*, **46**, 33-50.

KOENKER, R. e BASSET, G. (1982), Robusts tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica*, **50**, 43-61.

KOENKER, R. e HALLOCK, K.F. (2001), Quantile regression: An introduction. www.econ.uiuc.edu/~roger/research/intro/intro.html

KOENKER, R. e MACHADO J. (1999), Goodness of fit and related inference process for quantile regression. *Journal of American Statistical Association*. **94**, 1296-1310.

MINCER, J. (1985), Inter-country comparisons of labor force trends and related developments: an overview. In R. Layard & Mincer, J. (Eds.), *Trends in Woman's Work, Education, and Family Building* edited by *Journal of labor Economics* **3** (1, Part 2), S1-S32.

SANTOS, E. C. e SEDLACECK, G. L. (1990), A evolução da participação feminina no mercado de trabalho. *Revista de Econometria*, **10**, 225-241.