

# RETORNOS À ESCOLARIDADE E AO TREINAMENTO NOS SETORES URBANO E RURAL DO BRASIL

*Ana Lúcia Kassouf*

**RESUMO** - Dados de homens e mulheres adultos, nos setores urbano e rural do Brasil, foram utilizados para estimar equações de rendimentos. Com base nos coeficientes obtidos, calcularam-se os retornos aos investimentos em educação e treinamento. Esses retornos foram superiores no setor urbano, comparado ao rural, sendo que o retorno à escolaridade foi maior do que o retorno ao treinamento. Os retornos à escolaridade, tanto no setor urbano quanto no rural, foram maiores para as mulheres, que tiveram maiores retornos à experiência do que os homens, no setor urbano, ocorrendo o contrário no setor rural. Os trabalhadores urbanos atingiram o pico de rendimento mais cedo do que os do setor rural.

**Termos para indexação:** Rendimento, retorno à escolaridade, retorno ao treinamento.

## *RETURNS TO EDUCATION AND TRAINING PROGRAM IN THE BRAZILLIAN URBAN AND RURAL SECTORS*

*ABSTRACT* - Data from men and women in the urban and rural sectors of Brazil were used to estimate earnings equations. Based on the coefficients obtained it was calculated the returns to education and on-the-job training.

---

\* Professora Doutora do Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/  
USP. Caixa Postal 9, Piracicaba, SP, 13418-900.

*Those returns were larger in the urban sector compared to rural sector, while the returns to education were higher than the returns to on-the-job training. The returns to education were larger for women in both urban and rural sectors. Women had higher returns to on-the-job training than men in the urban sector, but not in the rural sector. Urban workers reach the peak of earnings earlier than rural workers.*

*Index terms: Earnings, return to education, return to on-the-job training.*

## INTRODUÇÃO

Fenômenos, como globalização da economia, aumento da competitividade e demanda crescente dos consumidores por produtos de melhor qualidade e menor preço, resultam em demanda por mão-de-obra capacitada para exercer tarefas específicas e, muitas vezes, para utilizar equipamentos de alta tecnologia. O Brasil está diante desses fenômenos, porém, não possui número suficiente de trabalhadores qualificados. Há, hoje, no país grande necessidade de investimento em capital humano. Becker e Mincer, entre outros, já em 1962, iniciaram estudos sobre investimento em capital humano, especificamente em educação e treinamento. BECKER (1962) argumenta que esse tipo de investimento auxilia no desenvolvimento das habilidades físicas e mentais das pessoas e eleva as suas rendas.

O treinamento realizado hoje eleva a produtividade futura, cujo custo envolvido, entretanto, reflete o custo incorrido com o tempo gasto em treinamento, que teria impossibilitado a produção no mesmo período de tempo. Os custos com escola, por outro lado, incluem, além de livros, mensalidades, materiais, etc., o custo de oportunidade de não se estar trabalhando para se poder estudar. Obviamente, todos os que incorrem nesses custos esperam um retorno ao investimento na forma de salários mais elevados.

Os retornos aos investimentos em educação e treinamento podem ser bastante diferentes, ao se compararem atividades agrícolas com as não-agrícolas, ou trabalhadores do setor urbano com o rural. Os salários médios dos trabalhadores rurais são 40% dos salários dos trabalhadores

urbanos, segundo dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição, IBGE 1989.

Este trabalho objetiva obter os retornos aos investimentos em educação e ao treinamento para trabalhadores do sexo masculino e feminino, diferenciando-se os setores urbano e rural do Brasil. Para tal, foram estimadas funções de rendimentos, utilizando-se dados individuais bastante detalhados. O procedimento de HECKMAN (1974, 1980) foi usado para a obtenção de estimativas consistentes dos parâmetros nas equações de rendimentos. Essas estimativas, obtidas por mínimos quadrados ordinários, poderiam ser tendenciosas em razão da seletividade amostral, uma vez que somente os indivíduos que participam do mercado de trabalho, isto é, que recebem salários, entram nos cálculos [ver KASSOUF (1994)]. São, também, analisados os determinantes dos rendimentos e da participação dos indivíduos no mercado de trabalho, comparando-se homens e mulheres, nos setores urbano e rural.

## MÉTODO

A estimação das equações de rendimentos pelo método dos mínimos quadrados ordinários poderia causar tendenciosidade nas estimativas dos coeficientes em razão da seletividade da amostra que ocorre quando somente indivíduos que participam do mercado de trabalho entram nos cálculos. O procedimento de Heckman deve, então, ser utilizado para obtenção de estimativas consistentes.

Supondo-se que  $L$  seja uma variável que representa participação na força de trabalho, tem-se que

$$L_i^* = \gamma' Z_i + u_i,$$

em que  $Z_i$  é um vetor de variáveis que determinam participação no mercado de trabalho.

Nota-se que  $L^*$  não é observada na prática; observa-se, entretanto, a variável  $L$ , tal que

$$L_i = 1 \quad \text{se} \quad L_i^* > 0$$

$$L_i = 0 \quad \text{se} \quad L_i^* \leq 0$$

Definindo  $W$  como sendo os salários,

$$W_i = \beta' R_i + v_i,$$

em que  $R_i$  é um vetor de variáveis que determinam os salários.

A variável  $W$  será observada somente quando  $L$  for maior que zero. Supondo que  $u_i$  e  $v_i$  tenham distribuição bivariada com médias zero, desvios-padrões  $\sigma_{u_u}$  e  $\sigma_{u_v}$ , e correlação  $\rho$ , então

$$\begin{aligned} E(W_i \mid W_i \text{ e observado}) &= E(W_i \mid L_i^* > 0) = E(W_i \mid u_i > -\gamma' Z_i) \\ &= \beta' R_i + E(v_i \mid u_i > -\gamma' Z_i) = \beta' R_i + \rho \sigma_v \lambda_i(\alpha_u) \quad (1) \end{aligned}$$

em que

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi\left(\frac{\gamma' Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\gamma' Z_i}{\sigma_u}\right)},$$

e  $f_i$  (minúsculo) e  $F_i$  (maiúsculo) são, respectivamente, a função densidade de probabilidade e a função de distribuição. A função  $\lambda_i(\alpha_u)$  é denominada inverso da razão de Mill, na literatura estatística. Com base na equação (1), a reta de regressão pode ser escrita como:

$$W \mid L > 0 = \beta' R_i + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Observando-se a equação (2), é fácil notar que, se for estimada, a regressão da taxa salarial em função de  $R$ , utilizando a técnica de mínimos quadrados ordinários, somente para indivíduos que estão participando do mercado de trabalho, o estimador de  $\beta$  seria inconsistente, uma vez que se estaria omitindo a variável  $\lambda$  ( $\alpha_u$ ). Entretanto, usando mínimos quadrados ordinários para estimar a regressão da taxa salarial em função de  $R$  e  $\lambda$ , usando dados somente de indivíduos que trabalham, seriam produzidos estimadores consistentes de  $\beta$ .

Com base nesse fato, HECKMAN (1974 e 1980) propôs o seguinte procedimento: Estimar a regressão de  $L$ , em função de  $Z$ , pelo método de máxima verossimilhança, utilizando um modelo próbite, em que  $L$  assumirá os valores 0, se o indivíduo não participar do mercado de trabalho, e 1, se ele for assalariado. Por meio das estimativas de  $\gamma$ , resultantes desse modelo, é possível calcular as estimativas de  $\lambda$ . Uma vez obtidas as estimativas de  $\lambda$ , pode-se estimar a regressão de  $W$ , em função de  $R$  e  $\lambda$ , utilizando-se mínimos quadrados ordinários, e obter estimativas consistentes de  $\beta$ .

## DADOS

Os dados utilizados neste trabalho foram retirados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição, realizada, em 1989, pelo Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (INAN), pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pelo Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA). Aproximadamente, 63.000 indivíduos foram entrevistados em 17.920 domicílios. A pesquisa engloba as regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, bem como os setores urbano e rural de cada região, com exceção da região Norte, na qual não foram coletados dados para o setor rural.

Os dados fornecem informações sobre salário mensal (em dólares), recebido pelos indivíduos que estavam participando do mercado de trabalho uma semana antes da entrevista, e todos os pagamentos em mercadorias recebidos por mês, os quais já haviam sido transformados em dólares. Essas variáveis foram somadas para se obter a taxa mensal

de salário de cada trabalhador. O número de horas trabalhadas por semana, por cada indivíduo, foi multiplicado por quatro, para se obter o total de horas trabalhadas no mês. A taxa salarial mensal foi, então, dividida pelo número de horas trabalhadas por mês, para se obter o salário-hora.

A tabela I fornece a descrição das variáveis, assim como as médias e os desvios padrões para todos os assalariados. A amostra é composta de 15.357 homens e 16.352 mulheres, na faixa etária entre 18 e 65 anos. Existem 18.445 indivíduos no setor urbano (8.486 homens e 9.959 mulheres) e 13.264 no setor rural (6.871 homens e 6.393 mulheres). No setor urbano, 85,8% dos homens e 49,4% das mulheres eram assalariados no período da entrevista. Já no setor rural 84,2% dos homens e 24,3% das mulheres participavam do mercado de trabalho. Observa-se que a média do número de anos de escolaridade é quase três vezes maior para trabalhadores do setor urbano do que para os do setor rural.

O número médio de anos de escolaridade dos trabalhadores do sexo masculino é de 6,23, no meio urbano, e de 2,35, no meio rural, enquanto o número de anos de escolaridade dos trabalhadoras do setor urbano é de 7,03 anos, e o do setor rural, de 3,06 anos. Observa-se, também, que o salário recebido no setor rural é 40% do salário do setor urbano. Informações sobre o tempo de treinamento técnico ou sobre a experiência profissional dos indivíduos não estão disponíveis no banco de dados. Diante desse fato, a variável experiência foi calculada pela idade, menos o número de anos de escolaridade, menos seis. Supõe-se, portanto, que todos os trabalhadores comecem a estudar com seis anos de idade e que nenhum período de tempo é gasto fora da escola ou do mercado de trabalho [MINCER (1974)]. O número de anos de experiência dos trabalhadores do setor rural é maior do que o do setor urbano, já que os trabalhadores do setor rural estudam menos, começam a trabalhar mais cedo e, portanto, apresentam maior número de anos de experiência.

TABELA 1

*Descrição das variáveis, médias e desvios-padrões*

Variáveis	Descrição das Variáveis	HOMEM				MULHER			
		Urbano		Rural		Urbano		Rural	
		média	D.P.	média	D.P.	média	D.P.	média	D.P.
Salhora	Salário, por hora, de trabalho em dólares	1,70	3,52	0,63	1,36	1,12	1,93	0,43	1,66
logslhr	Logaritmo do salário, por hora de trabalho	-0,044	0,55	-0,92	0,33	-0,48	0,48	-1,34	0,26
lambda	Inverso da razão de Mill	0,23	0,16	0,26	0,20	0,71	0,32	1,20	0,30
Centro	= 1 se o indivíduo reside no Centro-Oeste	0,071	0,26	0,079	0,27	0,071	0,26	0,058	0,23
Sudeste	= 1 se o indivíduo reside na região Sudeste	0,56	0,50	0,29	0,45	0,54	0,50	0,28	0,45
Sul	= 1 se o indivíduo reside na região Sul	0,15	0,36	0,22	0,42	0,15	0,36	0,22	0,41
Branco	= 1 se o indivíduo é branco	0,58	0,49	0,45	0,50	0,59	0,49	0,43	0,50
Pardo	= 1 se o indivíduo é pardo	0,36	0,48	0,49	0,50	0,34	0,47	0,51	0,50
Exper	número de anos de experiência	23,21	13,73	28,58	13,74	21,43	13,73	26,83	14,23
Exper2	Exper ao quadrado	727,31	765,86	1005,2	871,11	647,83	729,10	922,32	850,00
Educação	número de anos de educação	6,23	4,40	2,35	2,60	7,03	4,65	3,06	3,32
Expedu	anos de experiência vezes anos de educação	113,25	95,72	51,59	59,87	110,83	90,67	55,06	59,80

## RESULTADOS

A estimação das equações de participação no mercado de trabalho e de taxas salariais foi feita, separadamente, para homens e mulheres com idades entre 18 e 65 anos, nos setores urbano e rural. Em razão das discrepâncias entre os salários das mulheres e dos homens, torna-se mais razoável a estimação em dois grupos distintos. Quanto ao intervalo de idade escolhido (18 a 65 anos), tentou-se englobar um grupo significativo de pessoas que participam do mercado de trabalho, uma vez que poucas trabalham quando muito jovens e a grande maioria se aposenta após certa idade.

### Participação no Mercado de Trabalho

Os coeficientes do modelo próbite, estimados pelo método de máxima verossimilhança, assim como os efeitos marginais e os testes t, estão apresentados na tabela 2. A variável dependente assume valor 1, se o indivíduo participa do mercado de trabalho, e 0, caso contrário.

O número de filhos e filhas, em diferentes idades, foi incluído na análise, como determinante da participação dos indivíduos na força de trabalho. Assim sendo, crianças do sexo masculino e feminino, de 0 a 2 anos de idade, estão representadas pela variável FILHO(A)2, assim como as de 3 a 5 anos, por FILHO(A)3-5, e as de 6 a 12 anos, por FILHO(A)6-12. Filhos adolescentes, isto é, de 13 anos ou mais, estão incluídos em FILHO13, e as filhas de 13 anos ou mais, em FILHA13. Os resultados mostram que, para homens, essas variáveis são quase todas não significativas, e, quando significativas, apresentam coeficientes positivos, indicando que a participação no mercado de trabalho aumenta com o aumento do número de filhos, em virtude da maior exigência de renda. No caso de mulheres, a presença de filhos faz com que a participação das mães no mercado de trabalho diminua, em razão da demanda por cuidados maternos exigidos pelas crianças. O único coeficiente positivo ocorre para a variável número de filhas de 13 anos ou mais. Nesse caso, as filhas substituem os cuidados maternos dentro do



domicílio, permitindo que a mãe trabalhe.

**TABELA 2**

*Equações de participação no mercado de trabalho. Os efeitos marginais estão em negrito, acima dos coeficientes*

Variáveis	Homem		Mulher	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
CONSTANTE	-0,0116 -0,0606 (-0,36)	0,0369 0,166 (0,87)	-0,597 -1,496 (-10,81) ***	-0,528 -1,734 (-8,42) ***
FILHO(A)2	-0,0112 -0,0584 (-1,13)	0,0261 0,118 (2,44) **	-0,162 -0,405 (-12,01) ***	-0,0589 -0,193 (-5,12) ***
FILHO(A)3-5	0,0234 0,122 (2,23) **	0,00705 0,0317 (0,67)	-0,0232 -0,0582 (-1,92) *	-0,00173 -0,00568 (-0,16)
FILHO(A)6-12	0,00873 0,0456 (1,71) *	0,00599 0,0270 (1,05)	-0,0102 -0,0255 (-1,48)	0,0164 0,0540 (2,81) ***
FILHO13	0,00348 0,0182 (0,63)	-0,00348 -0,0157 (-0,54)	-0,0207 -0,0520 (-2,66) ***	-0,0172 -0,0563 (-2,42) **
FILHA13	0,0111 0,058 (1,72) *	-0,00423 -0,0191 (-0,54)	0,00388 0,00974 (0,43)	0,0235 0,0770 (2,84) ***
CENTRO	0,0496 0,259 (3,16) ***	0,0765 0,345 (4,24) ***	0,0219 0,0550 (0,96)	-0,0398 -0,131 (-1,67) *
SUDESTE	0,0438 0,229 (4,79) ***	0,123 0,553 (9,84) ***	0,0530 0,133 (3,70) ***	0,0162 -0,0531 (1,08)
SUL	0,0395 0,206 (3,12) ***	0,0870 0,392 (6,22) ***	0,0782 0,196 (4,06) ***	-0,00972 -0,0319 (-0,55)
CHEFE	0,0863 0,451 (5,01) ***	0,151 0,680 (6,49) ***	0,160 0,402 (5,05) ***	0,143 0,471 (3,41) ***
CÔNJUGE	- - -	- - -	-0,0723 -0,181 (-2,39) **	-0,0733 -0,241 (-1,83) *
FILHO(A)	-0,0447 -0,233 (-2,71) ***	-0,0786 -0,354 (-3,48) ***	0,0175 0,0438 (0,55)	0,0380 0,125 (0,90)
OUTROS	0,0917 0,479 (1,92) *	0,0879 0,396 (1,77) *	0,485 1,215 (9,59) ***	0,387 1,27 (4,23) ***
BRANCO	-0,000445 -0,00233 (-0,03)	-0,0812 -0,366 (-3,69) ***	-0,135 -0,340 (-5,82) ***	0,0109 0,0358 (0,45)
PARDO	-0,00751 -0,0392 (-0,50)	-0,0276 -0,124 (-1,27)	-0,107 -0,268 (4,41) ***	0,0275 0,0903 (1,16)

Variáveis	Homem		Mulher	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
RENDANS	-0,000144 -0,000753 (-8,59) ***	-0,000346 -0,00156 (-5,47) ***	-0,000424 -0,00106 (-5,19) ***	-0,000313 -0,00103 (-1,47)
EXPER	0,0142 0,0744 (8,37) ***	0,00917 0,0413 (4,34) ***	0,0470 0,118 (16,67) ***	0,0194 0,0636 (6,79) ***
EXPER2	-0,000273 -0,00143 (-11,71) ***	-0,000172 -0,00077 (-5,91) ***	-0,000733 -0,00184 (-18,27) ***	-0,000270 -0,000886 (-6,68) ***
EDUCAÇÃO	0,0132 0,0692 (6,42) ***	0,00123 0,00555 (0,35)	0,0704 0,176 (20,25) ***	0,0472 0,156 (9,88) ***
EXPEDU	-0,000456 -0,00238 (-5,82) ***	0,000137 0,000616 (0,96)	-0,00195 -0,00489 (-14,28) ***	-0,000887 -0,00291 (-4,68) ***
EDUC-CHEFE	-	-	-0,00872 -0,0218 (-5,64) ***	-0,00269 -0,00883 (-0,95) **
EXP-CHEFE	-	-	-0,000253 -0,00063 (-0,73)	-0,000517 -0,00170 (-1,56)
Razão Verossimilhança.	902,69 ***	602,79 ***	1695,8 ***	449,57 ***
Observações	8486	6393	9959	6393

Obs: Os testes t estão entre parênteses, abaixo dos coeficientes.

\* indica significativo a 10%

\*\* indica significativo a 5%

\*\*\* indica significativo a 1%.

As regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul do Brasil apresentam mais oportunidades de emprego do que a região Nordeste (omitida), como pode ser visualizado pelos coeficientes positivos e significativos.

Com relação à condição do indivíduo na família (CHEFE, CÔNJUGE, FILHO(A), OUTROS e PARENTES que foi omitida), observa-se que os chefes participam mais do mercado de trabalho do que os filhos, e, no caso das mulheres, as chefes trabalham mais do que as cônjuges.

As raças (BRANCO, PARDO e PRETO, que foi omitida) dos indivíduos foram incluídas na análise, para captar alguma forma de discriminação; entretanto, os resultados mostraram-se não significativos ou com sinal contrário ao esperado, como é o coeficiente negativo para indivíduos da raça branca.

A variável RENDANS é a renda não-salarial, em dólares, a qual é obtida pela soma de todas as rendas com aluguel, pensão, aposentadoria, etc., dentro do domicílio. Os coeficientes estatisticamente significativos e

negativos mostram que quanto maior a renda não-salarial, menor é a participação do indivíduo no mercado de trabalho, como era esperado. A variável experiência (EXPER), como descrito anteriormente, é calculada como a idade do indivíduo, menos escolaridade, menos 6. As variáveis EXPER e experiência, ao quadrado (EXPER2), são incluídas para captar depreciação do capital humano, que, segundo BERNDT (1991), segue uma forma parabólica. Os resultados mostram coeficiente positivo, para EXPER, e negativo para EXPER2, isto é, à medida que a pessoa adquire mais experiência, aumentam as oportunidades de trabalho, até se atingir determinado ponto, após o qual a participação começa a decrescer, refletindo o envelhecimento do indivíduo e sua perda de habilidade no trabalho.

O aumento no número de anos de escolaridade (EDUCAÇÃO) aumenta a oportunidade dos indivíduos em obter emprego. Com exceção dos homens no setor rural, todos os coeficientes foram positivos e altamente significativos.

A interação entre o número de anos de educação e o número de anos de experiência (EXPEDU) apresentou sinal negativo, mostrando que o efeito da educação diminui, à medida em que a experiência do indivíduo aumenta, isto é, a importância do nível educacional de um indivíduo para obtenção de emprego se torna menor quando este tem uma grande experiência na área.

A experiência do chefe do domicílio (EXP-CHEFE), assim como o seu nível de escolaridade (EDUC-CHEFE), está incluída nas equações de participação das mulheres no mercado de trabalho. Supõe-se que o salário do chefe influencie a decisão da mulher em participar ou não no mercado de trabalho; entretanto, salário é uma variável endógena, motivo pelo qual utilizaram-se educação e experiência, em substituição. Constata-se que, quanto maior a educação do chefe, maior o seu salário e menor é a participação da mulher no mercado de trabalho.

### Estimação das Funções Rendimentos

Com base nos coeficientes das equações de participação na força de trabalho (tabela 2), calculam-se as variáveis  $\lambda$  (inverso da razão de Mill), que são utilizadas nas equações de salário. Essas equações foram estimadas por mínimos quadrados generalizados, ponderando-se pelo fator de expansão da amostra, e estão apresentadas na tabela 3, para homens e mulheres, nos setores urbano e rural. A variável dependente é o logaritmo do salário hora de cada indivíduo que participa do mercado de trabalho

Na tabela 3, a variável lambda é significativa, mostrando que sua inclusão é necessária para evitar problemas de tendenciosidade causados pela seletividade amostral.

**TABELA 3**  
*Equações de rendimentos*

Variáveis	Homem		Mulher	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
CONSTANT E	-2,44 (-21,63) ***	-2,09 (-19,44) ***	-3,87 (-31,90) ***	-2,68 (-11,98) ***
LAMBDA	-0,153 (-1,64) *	-0,127 (-1,86) *	0,438 (8,99) ***	0,0666 (0,80)
CENTRO	0,246 (6,10) ***	0,372 (9,00) ***	0,310 (6,21) ***	0,526 (5,81) ***
SUDESTE	0,203 (7,86) ***	0,218 (7,15) ***	0,366 (11,68) ***	0,414 (7,41) ***
SUL	0,141 (4,17) ***	0,226 (6,53) ***	0,29 (6,91) ***	0,423 (6,36) ***
BRANCO	0,281 (7,36) ***	0,201 (4,35) ***	0,235 (4,88) ***	0,166 (1,82) *
PARDO	0,0643 (1,62)	0,0860 (1,92) *	0,0702 (1,41)	-0,0004 (0,00)
EXPER	0,0843 (13,71) ***	0,0391 (7,06) ***	0,105 (17,51) ***	0,0338 (3,63) ***
EXPER2	-0,00111 (-11,63) ***	-0,000485 (-6,16) ***	-0,00142 (-15,98) ***	-0,000360 (-2,67) ***
EDUCAÇÃO	0,170 (27,15) ***	0,116 (12,17) ***	0,227 (28,94) ***	0,136 (8,00) ***
EXPEDU	-0,00108 (-4,24) ***	0,000361 (1,00)	-0,00251 (-8,01) ***	-0,000644 (-0,94)
R <sup>2</sup>	0,41	0,20	0,45	0,26
teste F	506,61 ***	147,69 ***	395,03 ***	55,13 ***
Observações	7279	5783	4924	1557

Obs: Os testes t estão entre parênteses, abaixo dos coeficientes.

\* indica significativo a 10%

\*\* indica significativo a 5%

\*\*\* indica significativo a 1%.

Homens e mulheres que trabalham no setor urbano ou rural e residem nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul recebem maiores salários, do que os trabalhadores da região Nordeste. Este resultado é observado na tabela 3, por meio dos coeficientes positivos e significativos das regiões. Fica constatado, também, que indivíduos da raça branca recebem maiores salários do que os da raça negra, indicando uma forma de discriminação contra os trabalhadores negros.

Observa-se que o coeficiente da variável experiência (EXPER) é positivo, e o da variável experiência ao quadrado (EXPER2), negativo, seguindo uma forma parabólica com um pico próximo à idade média de vida do indivíduo, como indica a teoria do capital humano. Segundo BERNDT (1991), o capital humano deprecia-se com a idade, e as pessoas ficam mais lentas e menos eficientes nas suas tarefas.

O aumento no número de anos de escolaridade leva a um acréscimo no salário dos trabalhadores. O coeficiente da variável educação, em todas as colunas da tabela 3, é altamente significativo e positivo.

## Retornos ao Investimento em Educação e Treinamento

Considere-se a seguinte equação:

$$\ln w = \alpha + \beta_1 \text{exp} + \beta_2 \text{exp}^2 + \beta_3 \text{educ} + \beta_4 \text{exp} \times \text{educ} + \varepsilon,$$

em que  $w$  é salário hora,  $\text{exp}$  é experiência, e  $\text{educ}$  é educação.

Como sugere a teoria do capital humano, a função rendimento é considerada côncava com relação à experiência, isto é, espera-se obter um coeficiente positivo para  $\beta_1$  e negativo para  $\beta_2$ . Além disso, supõe-se que rendimento seja linear em educação, e que o efeito da experiência sobre os rendimentos não dependa somente da experiência, mas também da educação. Para captar esse efeito, uma interação é adicionada [ver BERNDT (1991) e WILLIS (1986)].

Para obter o efeito da experiência sobre os rendimentos, obtém-se a derivada parcial

$$\frac{\partial \ln w}{\partial \text{exp}} = \beta_1 + 2\beta_2 \text{exp} + \beta_4 \text{educ},$$

e, para o efeito da educação sobre os rendimentos, obtém-se:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial educ} = \beta_3 + \beta_4 exp$$

Considere, por exemplo, a equação de rendimentos dos homens no setor urbano, isto é, a coluna 1 da tabela 3. O efeito da experiência no logaritmo dos salários é:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial exp} = 0,0843 - 2 \times 0,00111 \times exp - 0,00108 \times educ \quad (3)$$

que é, considerando-se quatro anos de educação; 7,11%, para quatro anos de experiência; 6,22% para oito anos de experiência; e 5,33%, para 12 anos.

O efeito da educação no logaritmo dos salários, para homens no setor urbano, é:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial educ} = 0,170 - 0,00108 educ = 0,170 - 0,00108(4) = 0,166$$

A tabela 4 mostra os retornos à experiência, para homens e mulheres, nos setores urbano e rural. Observa-se que os retornos à experiência são positivos e diminuem com o aumento do número de anos de treinamento e escolaridade (de 4 para 12 anos). No setor urbano, o retorno à experiência é mais de duas vezes maior do que no setor rural. Os retornos à experiência, para homens, foram ligeiramente superiores aos retornos para as mulheres no setor rural, mas, no setor urbano, as mulheres apresentaram retornos à experiência maiores do que os homens.

**TABELA 4**

*O efeito da experiência no logaritmo dos salários, em porcentagem*

Experiência	Setor Urbano		Setor Rural	
	Home m	Mulhe r	Home m	Mulhe r
<b>Escolaridade=4</b>				
4	7,12	8,38	3,53	3,09
8	6,23	7,24	3,14	2,80
12	5,34	6,10	2,75	2,52
<b>Escolaridade=8</b>				
4	6,68	7,38	3,53	3,09
8	5,80	6,24	3,14	2,80
12	4,91	5,10	2,75	2,52
<b>Escolaridade=12</b>				
4	6,25	6,37	3,53	3,09
8	5,37	5,23	3,14	2,80
12	4,48	4,09	2,75	2,52

Na tabela 5 estão apresentados os retornos à escolaridade, para homens e mulheres, nos setores urbano e rural. Verifica-se que os retornos à escolaridade são bem maiores do que os retornos à experiência. Os retornos obtidos no setor urbano são maiores aos obtidos no setor rural. Em ambos os setores, os retornos à escolaridade, para as mulheres, foram maiores do que os para os homens.

TABELA 5

*O efeito da escolaridade no logaritmo dos salários, em porcentagem*

Experiência	Setor Urbano		Setor Rural	
	Home m	Mulher	Home m	Mulher
4	16,62	21,69	11,60	13,60
8	16,19	20,68	11,60	13,60
12	15,76	19,68	11,60	13,60

Para se obter o número de anos de experiência que maximiza a função rendimento, iguala-se a zero a equação (3) e isola-se a variável experiência a determinado nível de escolaridade. Os valores obtidos no setor urbano, para homens e mulheres, foram, considerando-se quatro anos de escolaridade, 36 e 33 anos de experiência, enquanto no setor rural foram de 40 e 47 anos, respectivamente. Observa-se que, no setor rural, o pico da função rendimentos ocorre com um número maior de anos de experiência do que no setor urbano. Isto significa que a idade dos trabalhadores urbanos, que maximiza a função rendimento, é inferior à dos trabalhadores rurais. Portanto, os trabalhadores urbanos têm chances de atingir o rendimento máximo mais novos do que os trabalhadores rurais.

## CONCLUSÕES

Uma amostra de indivíduos, com idades entre 18 e 65 anos, foi utilizada para estimar as equações de participação no mercado de trabalho e rendimentos, diferenciando-se homens de mulheres e setor urbano do rural. Esses dados, em nível individual, fazem parte da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN), e foram coletados pelo IBGE, em 1989, para todo o Brasil.

O procedimento de Heckman foi utilizado para obtenção de estimativas consistentes dos parâmetros na presença de seletividade amostral. Este procedimento se resume na estimação da variável lambda (inverso da razão de Mill), obtida dos coeficientes estimados do modelo próbite, de participação no mercado de trabalho, e da inclusão dessa variável lambda na equação de rendimentos.



Equações de participação foram estimadas pelo método de máxima verossimilhança, utilizando-se o modelo próbite, no qual a variável dependente assume valores 1 ou 0, indicando a participação ou não do indivíduo na força de trabalho, respectivamente. Os resultados mostraram que a presença de crianças no domicílio aumenta a participação dos homens e diminui a participação das mulheres no mercado de trabalho. Um resultado interessante é que filhas adolescentes causam aumento da participação das mães na força de trabalho, em razão do efeito substituição, aos cuidados maternos que exercem dentro do domicílio. A condição do indivíduo na família mostra que a participação dos chefes de família na força de trabalho é maior do que a dos filhos ou cônjuges. Além disso, ficou constatado que o aumento de rendimentos não-salariais, como aluguel, pensão, abono, etc., causa diminuição da participação do indivíduo no mercado de trabalho, e que o aumento do número de anos de experiência e educação tem efeito positivo na participação das pessoas no mercado de trabalho.

As funções rendimentos foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ponderados, utilizando-se o fator de expansão da amostra como ponderador. Os resultados mostram que a utilização do procedimento de Heckman era necessária para evitar tendenciosidade nos coeficientes estimados. Foi constatada discriminação salarial contra trabalhadores da raça negra, assim como recebimento de salários inferiores pelos empregados da região Nordeste, e quando comparados com os de outras regiões. Além disso, observou-se relação parabólica para anos de experiência, que, de acordo com a teoria do capital humano, reflete depreciação no sentido de dificuldade de realização de tarefas e queda de eficiência, à medida que os trabalhadores envelhecem. Finalmente, o aumento do nível de escolaridade causou aumento dos salários.

Os retornos à escolaridade e ao treinamento foram bem maiores no setor urbano do que no rural, enquanto o retorno à escolaridade foi superior ao retorno ao treinamento. Além disso, os trabalhadores urbanos atingiram o pico de rendimento mais cedo do que os do setor rural. Conclui-se, então, que os indivíduos residentes no setor urbano têm maiores incentivos em investir em educação e em estágios de treinamentos do que os residentes no setor rural. Para os residentes no setor rural, com bons níveis de escolaridade, o caminho esperado é a migração para as cidades, em busca de melhores salários.

Um aumento salarial para trabalhadores mais qualificados pode agir

como incentivo ao investimento em educação e treinamento, isto é, na melhoria da qualidade da mão-de-obra. A demanda por trabalhadores qualificados é crescente em um país se moderniza e se globaliza, como é o caso do Brasil. Para que os produtos brasileiros se tornem competitivos e de alta qualidade é preciso, também, investir em capital humano.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BECKER, Gary. 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis". *Journal of Political Economy*. 70:5, p.9-49.
- BERNDT, Ernst R. 1991. *The Practice of Econometrics Classic and Contemporary*. ed. Addison Wesley. Massachusetts.
- GREENE, William. 1993. *Econometric Analysis*. Macmillan Publishing Company. New York.
- HECKMAN, J. 1974. "Shadow Prices, market wages, and labor supply." *Econometrica*, 1:679-694.
- HECKMAN, J. 1980. "Sample Selection Bias as a Specification Error". In Smith, J. P. *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. Princeton University Press.
- KASSOUF, A. L. 1994. "The Wage Rate Estimation Using the Heckman Procedure". *Revista de Econometria*, 14:1, p. 89-107.
- MADDALA, G. 1990. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MINCER, J. 1962. "On-the-Job Training: Costs, Returns, and Some Implications." *Journal of Political Economy*. 70:5 p.50-79.
- WILLIS, R. J. 1986. "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions". In *Handbook of Labor Economics*, vol I, Ed. by O. Ashenfelter and R. Layard. Elsevier Science Publishers.