

Avaliação da Eficácia do Programa Estadual de Qualificação do Estado da Paraíba no ano de 2000

Adriano Firmino Valdevino de Araújo

- * Mestre em Economia (PIMES/UFPE).
- * Doutorando em Economia (PIMES/UFPE).
- * Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Tocantins.

Adriano Nascimento da Paixão

- * Mestre em Economia (PPGE-CME/UFPB-JP).
- * Doutorando em Economia (PIMES/UFPE).
- * Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Tocantins.

José Luis da Silva Netto Junior

- * Doutorando em Economia – Economia Aplicada (PPGE/UFRGS).

Urbano Cabral da Nóbrega Neto

- * Graduado em Ciências Econômicas (UFPB-JP).
- * Economista da FECOMÉRCIO – PE.

Resumo

As mudanças ocorridas no plano tecnológico e gerencial vêm exigindo um novo posicionamento por parte dos trabalhadores. A qualificação e capacitação, dentro deste prisma, tornam-se fundamentais na procura e obtenção de um posto de trabalho. As altas taxas de desemprego podem estar refletindo, em menor grau, uma defasagem entre os avanços tecnológicos e a efetiva qualificação do trabalhador. Dentro desta perspectiva, este trabalho tem como objetivo primordial verificar se o Plano Estadual de Qualificação (PEQ) implementado na Paraíba no ano 2000 interferiu no grau de empregabilidade dos trabalhadores. O estudo tem como hipótese básica a probabilidade de o indivíduo estar ou não empregado depois do programa de capacitação PEQ. A partir de um modelo econométrico probabilístico, os resultados são conclusivos no sentido de que o PEQ aumentou as chances de os indivíduos estarem empregados, o que implica na existência de evidências de que uma maior qualificação profissional resulta necessariamente em maiores chances de se estar empregado.

Palavras-chave:

Tecnologia; Reestruturação; Emprego; Qualificação Profissional.

1 – INTRODUÇÃO

A abertura econômica brasileira, observada no início da década de 1990, desencadeou um processo de grande impacto na economia: a intensificação do processo de reestruturação produtiva. Esse evento, por sua vez, tem contribuído para a ocorrência de diversas mudanças nas dimensões tecnológicas e organizacionais das empresas, bem como de altas taxas de desemprego. Esse novo perfil tecnológico e gerencial exige um maior nível de qualificação e capacitação por parte do trabalhador, trazendo à tona o debate acerca da sua educação e qualificação profissional como ferramenta para obtenção e manutenção do emprego. Os requisitos necessários para execução de uma simples tarefa estão em constante transformação.

Seguindo esta abordagem, foram implementados pelo governo federal inúmeros programas de qualificação com o intuito de atacar o problema da baixa capacitação profissional. Este trabalho procura testar, em particular, os efeitos sobretudo no que tange à empregabilidade dos trabalhadores advindos do Plano Estadual de Qualificação (PEQ)¹, na Paraíba, no ano de 2000. Portanto, o objetivo principal deste trabalho é verificar se o Plano Estadual de Qualificação (PEQ) interferiu na probabilidade de os trabalhadores submetidos a este programa estarem ou não empregados. Secundariamente, pleiteamos determinar quais fatores adicionais interferiram na empregabilidade dos trabalhadores que fizeram parte deste programa governamental.

Além dessa introdução, este trabalho é composto de mais cinco partes. Na segunda parte, constam as notas metodológicas referentes aos dados e procedimentos econométricos utilizados. Na terceira parte, é feita uma descrição dos dados, levando em consideração algumas variáveis importantes. Na quarta parte, consta a análise dos resultados. Por fim, no último tópico, expomos as conclusões deste trabalho.

¹ O PEQ é o desdobramento estadual do Plano Nacional de Qualificação do Trabalhador (PLANFOR).

2 - MÉTODO E ESTIMAÇÃO

As informações e dados utilizados neste trabalho são resultantes da pesquisa realizada pela Sociedade de Promoção do Desenvolvimento Científico - Social (CIENAL), sociedade civil sem fins lucrativos, ligada ao Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, para a realização do documento intitulado Avaliação do Plano Estadual de Qualificação 2000: relatório final (2000), que visou avaliar este plano para o Estado da Paraíba. Considerando um universo de 22.755 inscritos no programa, esta pesquisa realizou entrevistas com 1.265 desses, das quais foram aproveitadas 1.240². Os dados referentes a essa pesquisa são de caráter socioeconômico, contendo questões tais como renda, ocupação, tamanho da família, bem como as impressões deixadas pelo programa. Esse relatório contém informações de antes e depois da realização dos cursos para um mesmo conjunto de participantes, sendo estas últimas colhidas após um ano do término do curso.

Para o estudo da eficácia do PEQ/PB, este trabalho parte da probabilidade de o indivíduo, dado um conjunto de informações, estar ou não empregado. “Assumindo que empregabilidade é a capacidade de inserção do indivíduo no mercado de trabalho, esta probabilidade pode ser tomada como uma *proxy* para este conceito. Portanto, a eficácia ou não do PEQ/PB pode ser determinada através da comparação dessa probabilidade antes e depois do curso, haja vista que o principal objetivo do programa é aumentar esta capacidade de inserção”. Dado o mesmo conjunto de características, a eficácia será confirmada, se for demonstrada uma maior probabilidade após a realização do curso.

Admitindo que a situação de emprego do indivíduo possa ser representada por uma variável *dummy* (0 para desempregado e 1 para empregado, ou vice-versa), pode-se construir um modelo econométrico capaz de descrever a probabilidade

² O plano contou com um total de 34.317 inscritos. As exclusões se deveram a fatores tais como participantes de cursos ocupacionais e de alfabetização, entre outros. Para maiores detalhes a respeito dessa pesquisa, ver Avaliação do Plano

de um determinado indivíduo, dado um conjunto de características determinadas, estar ou não empregado. Entre os principais modelos capazes de fazê-lo estão: o modelo de probabilidade linear, o modelo *logit* e o modelo *probit*. Diante dessas opções, neste trabalho será utilizado o modelo *logit* por oferecer algumas vantagens em relação aos demais modelos apresentados³.

O modelo *logit* é definido como:

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} = \frac{1}{1 + e^{-\beta'X_i}} = F(\beta'X_i) \quad (5.1)$$

onde y_i representa a variável *dummy*, X_i o vetor de variáveis explicativas e o β o vetor de parâmetros. Da mesma forma, pode-se definir:

$$\text{Prob}(y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = 1 - F(\beta'X_i) \quad (5.2)$$

A esperança condicionada de y_i é dada, portanto, por:

$$E(y_i/X_i) = 0 \left(\frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} \right) + 1 \left(\frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \right) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \quad (5.3)$$

$$E(y_i/X_i) = \text{Prob}(y_i = 1) = F(\beta'X_i)$$

Conforme a equação (5.3), a função $F(\beta'X_i)$ pode ser vista como a probabilidade condicional de y_i assumir o valor 1, dado um certo valor de $\beta'X_i$, respeitando o intervalo (0,1). Através da equação (5.1), tem-se que:

$$\begin{aligned} \lim_{\beta'X_i \rightarrow \infty} \text{Prob}(y_i = 1) &= 1 \\ \lim_{\beta'X_i \rightarrow -\infty} \text{Prob}(y_i = 1) &= 0 \end{aligned} \quad (5.4)$$

A estimação do modelo *logit* é geralmente feita a partir do Método de Máxima Verossimilhança. Segundo Maddala (1983), a função de Verossimilhança é definida como:

$$\begin{aligned} L &= \prod_{y_i=1} F(\beta'X_i) \prod_{y_i=0} [1 - F(\beta'X_i)] \\ L &= \prod_{i=1}^N \left[\frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \right]^{y_i} \left[\frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} \right]^{1-y_i} \end{aligned} \quad (5.5)$$

A estimativa do vetor β deve maximizar essa função⁴.

O efeito da mudança de uma das variáveis explicativas no valor esperado de y_i é obtido derivando a equação (5.3). Utilizando a equação (5.1), o resultado dessa derivada pode ser escrito como:

$$\frac{\partial E(y_i/X_i)}{\partial X_{ki}} = \frac{\partial F(\beta'X_i)}{\partial X_{ki}} = \frac{e^{\beta'X_i}}{(1 + e^{\beta'X_i})^2} \beta_k \quad (5.6)$$

A equação (5.6) mostra o efeito marginal de X_{ki} em y_i .

De modo a facilitar a estimação da probabilidade condicional, são efetuados alguns procedimentos matemáticos. Admitindo que $Z_i = \beta'X_i$, as equações (5.1) e (5.2) podem ser escritas como:

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-\beta'X_i}} = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = F(\beta'X_i) \quad (5.7)$$

$$\text{Prob}(y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = \frac{1}{1 + e^{Z_i}} = 1 - F(\beta'X_i) \quad (5.8)$$

Dividindo a equação (5.7) pela equação (5.8), obtém-se:

$$\frac{\text{Prob}(y_i = 1)}{\text{Prob}(y_i = 0)} = \frac{F(\beta'X_i)}{1 - F(\beta'X_i)} = \frac{1 + e^{Z_i}}{1 + e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (5.9)$$

Segundo Ramanathan (1998), a equação (5.9) é conhecida como razão de probabilidade em favor de a *dummy* assumir o valor 1. Tomando o logarit-

³ Para maiores detalhes acerca dessas vantagens, ver Greene (1993); Ramanathan (1998) e Johnston (2001).

⁴ Para maiores detalhes a respeito da estimação pelo Método de Máxima Verossimilhança, ver Maddala (1983) e Greene (1993).

mo natural dessa equação e denotando o resultado como L_i , tem-se:

$$L_i = \ln \left(\frac{F(\beta' X_i)}{1 - F(\beta' X_i)} \right) = Z_i = \beta' X_i \quad (5.10)$$

Para fins de estimação, se considera um componente aleatório de perturbação na equação (5.10), de forma que

$$L_i = \ln \left(\frac{F(\beta' X_i)}{1 - F(\beta' X_i)} \right) = Z_i = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (5.11)$$

onde ε_i é o termo de perturbação estocástica. A equação (5.11) representa o modelo *logit* propriamente dito (RAMANATHAN, 1998). Uma vez estimado o vetor β , a estimativa da probabilidade condicionada pode ser obtida resolvendo a equação (5.11) para $F(\beta' X_i)$.

Um problema ressaltado por diversos autores em relação à estimação do modelo *logit* é a presença de heterocedasticidade⁵. Segundo Ramathan (1998); Johnston e Dinardo (2001), pode-se comprovar que, sendo a amostra razoavelmente grande e cada observação dentro de uma classe de um determinado elemento de X_i distribui-se independentemente como uma variável binomial, então:

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{n_i p_i (1 - p_i)} \quad (5.12)$$

onde $p_i = F(\beta' X_i)$ e n_i representa a quantidade de observações $y_i = 1$ dentro da classe i da variável estabelecida. Os mesmo autores apontam que a transformação das observações resolve o problema de heterocedasticidade. No caso da equação (5.12), utiliza-se $w_i = \sqrt{n_i \hat{p}_i (1 - \hat{p}_i)}$ para a transformação das variáveis consideradas no modelo⁶.

De acordo com Johnston e Dinardo (2001), outras formas de heterocedasticidade podem ser corrigidas pelo mesmo processo utilizado para a equação (5.12), desde que a forma paramétrica da heterocedasticidade seja conhecida.

Nos casos em que é confirmada a presença de heterocedasticidade, o Método de Máxima Verossimilhança deve ser usado nas variáveis transformadas. Uma outra opção é a estimação por meio do Método de Mínimos Quadrados Ponderados⁷.

3 - DESCRIÇÃO DOS DADOS

Será feita nesta seção uma breve descrição da composição dos dados utilizados para a estimação do modelo *logit*. Serão analisadas aqui as categorias: gênero, idade, escolaridade, estado civil, renda familiar *per capita*, raça, deficiência física e situação de mercado. Do total de entrevistas válidas, foram retiradas as observações que não apresentavam renda familiar *per capita*, resultando em um tamanho de amostra diferenciada para a análise dos dados referentes a antes e depois da realização do treinamento. Ressalta-se, no entanto, que a base amostral foi a mesma (os 1.240 entrevistados) para ambos os períodos, diferenciando apenas o número de “cortes” efetuados para cada um desses períodos.

Foram consideradas 899 observações para análise dos dados referentes a antes da realização do curso. As mulheres são maioria, estando a amostra composta por 47,16% de homens e 52,84% de mulheres. Entre os homens, 58,02% são casados e 37,03% são solteiros⁸. Para as mulheres, esses percentuais são, respectivamente, 56,63% e 36,84%. No que se refere à raça, 37,74% dos homens são brancos, contra 45,05% das mulheres, e 7,78% dos homens são negros, contra 8% de mulheres. Do total, 4% são portadores de algum tipo de deficiência física, correspondendo a 5,42% dos homens e 2,74

⁵ Ver Maddala (1983); Johnston e Dinardo (2001); Greene (1993) e Ramanathan (1998).

⁶ O termo \hat{p}_i refere-se ao estimador de p_i .

⁷ Segundo Maddala (1983); Johnston e Dinardo (2001), essa aplicação do Método de Mínimos Quadrados Ponderado é conhecida como Método de Mínimos χ^2 .

⁸ A soma entre os percentuais não é necessariamente igual a 100% por haver observações ignoradas.

das mulheres. Mais da metade dos entrevistados estava desempregada no momento do cadastro, correspondendo a um percentual de 53,5% do total. Considerando as mulheres, 43,79% destas estavam empregadas no momento do cadastro, contra 49,53% dos homens em igual situação.

Para as variáveis idade, renda familiar *per capita* e quantidade de membros da família que trabalham, foram considerados valores médios. O resultado pode ser observado através da TABELA 1. No que diz respeito a nível de escolaridade, as mulheres estão à frente dos homens. Entre as mulheres, o nível de escolaridade mais freqüente é o Ensino Médio, sendo o mesmo para o total das observações. Para os homens, esse nível cai para Ensino Fundamental.

Apesar de contar com mais observações, sendo um total de 1.131, a composição dos dados, segundo gênero, referentes a depois da realização do curso, é bastante semelhante à dos dados de antes da realização do curso, sendo 52,96% de mulheres e 47,04% de homens. Entre os homens, 54,51% são solteiros e 40,41% são casados, contra, respectivamente, 57,76% e 35,76% para as mulheres. No que se refere à raça, 38,91% dos homens são brancos e 8,08% são negros. Para as

mulheres, esses percentuais são, respectivamente, 46,24% e 6,68%. Os portadores de algum tipo de deficiência física correspondem a 3,89% do total, sendo 4,89% dos homens e 3,01% das mulheres. No que diz respeito à situação de mercado, mais da metade está agora empregada, estando 58% do total nessa situação. Entre os homens, esse percentual é de 64,85% e entre as mulheres, de 51,92%.

Para as variáveis idade, renda familiar *per capita* e quantidade de membros da família que trabalha, foram considerados valores médios. O resultado pode ser observado através da TABELA 2. No que diz respeito a nível de escolaridade, não há mudanças em relação aos dados referentes a antes da realização do curso.

Como já foi mencionado anteriormente, foram retiradas as observações que não constavam renda familiar *per capita*. Entretanto, as observações restantes apresentam algumas “omissões” no que diz respeito aos dados referentes a idade, estado civil, quantidade de membros da família que trabalha e raça. Essas “omissões” ocorrem nas mesmas variáveis, considerando antes e depois da realização do curso, havendo diferença apenas na magnitude delas. A quantidade de dados “omitidos” está apresentada na TABELA 3.

Tabela 1 – Características gerais dos entrevistados antes da realização do curso (médias)

	Idade (anos)	Renda Familiar <i>per capita</i> (R\$)	Número de Membros da Família que Trabalham
Homens	29,11	124,85	2
Mulheres	30,70	141,98	2
Total	29,95	133,90	2

Fonte: Elaboração própria a partir da Avaliação do Plano Estadual de Qualificação 2000: relatório final (2001)

Tabela 2 – Características gerais dos entrevistados depois da realização do curso (médias)

	Idade (anos)	Renda Familiar <i>per capita</i> (R\$)	Número de Membros da Família que Trabalham
Homens	30,72	144,27	2
Mulheres	31,19	163,04	2
Total	30,97	154,21	2

Fonte: Elaboração própria a partir da Avaliação do Plano Estadual de Qualificação 2000: relatório final (2001)

Tabela 3 – Quantidade de dados ignorados para antes e depois da realização do curso

	Ignorados	
	Antes	Depois
Idade	6	8
Estado Civil	52	66
Quantidade de Membros da Família que Trabalha	28	2
Raça	73	118

Fonte: Elaboração própria a partir da Avaliação do Plano Estadual de Qualificação 2000: relatório final (2001)

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com base nos dados descritos anteriormente, foram estimados, inicialmente, dois modelos: um considerando as informações de antes do curso e outro considerando as informações de depois do curso. A descrição do modelo é a mesma para ambos, sendo:

$$Z = \varphi_0 + \varphi_1 \text{AES} + \varphi_2 \text{SEX} + \varphi_3 \text{ID} + \varphi_4 \text{PTR} + \varphi_5 \text{RFPC} + \varphi_6 \text{DEF} + \varphi_7 \text{CIV} + \varphi_8 \text{D1} + \varphi_9 \text{D2}$$

Onde:

AES = anos de estudo;

SEX = sexo (0 para mulher e 1 para homem);

ID = idade (anos);

PTR = quantidade de membros da família que trabalha;

RFPC = a renda familiar *per capita* (milhares de reais);

DEF = indica se o indivíduo é portador de deficiência física (0 para não e 1 para sim);

CIV = indica o estado civil do indivíduo (0 para solteiro e 1 para casado);

D1 e D2 = variáveis qualitativas para raça (D1=1 para branca e zero para as demais; D2=1 para negra e zero para as demais).

As observações sobre estado civil, sexo e deficiência física são as mesmas para ambos os modelos. Não há dados de estado civil para depois do

curso. Quanto às informações de anos de escolaridade, foram atribuídos pesos para cada nível, sendo: 0 para analfabetos e semi-analfabetos, 2 para primário incompleto, 4 para primário completo, 6 para ginásial incompleto, 8 para 1º grau completo, 9 para 2º grau incompleto, 11 para 2º grau completo, 13 para superior incompleto e 15 para superior completo. Nos dados referentes à idade, foi acrescido um ano nas observações antes do curso para o pós-curso. Para as demais variáveis, consideraram-se observações distintas, referentes ao período (antes ou depois do curso) de análise. Uma última consideração em relação aos dados refere-se às “omissões” descritas anteriormente, resultando em tamanhos diferentes de amostra para cada modelo. No entanto, haverá indicação do tamanho da amostra na demonstração dos resultados.

Para a estimação do modelo *logit*, foi usado o pacote econométrico *EViews 3.0* da *Quantitative Micro Software*. Este programa estima através do método de Máxima Verossimilhança, ponderando os valores para evitar o problema de heterocedasticidade inerente a este tipo de modelo. Os resultados da regressão são apresentados na TABELA 4, sendo o modelo 1 para antes e o modelo 2 para depois do curso.

Partindo do modelo, apenas as *dummies* de raça e a de deficiência física não são estatisticamente significativas considerando no nível de significância de 10% (no caso da *dummy* para raça branca, nem no nível de confiança de 90% esta seria aceita). As demais variáveis são estatisticamente significativas em níveis de significância de 5% e 1%. O teste LR indica que o conjunto das variáveis é significativo considerando um nível de 1%. O McFad-

Tabela 4 – Estimativas do modelo de regressão *logit*

	Modelo 1		Modelo 2	
	Estimativas	Estatística “z”	Estimativas	Estatística “z”
φ_0	-6,0629	-11,8201	-5,2659	-11,7733
φ_1	0,0907	2,9479	0,0695	2,5014
φ_2	0,7432	3,6875	0,8213	4,7343
φ_3	0,1088	9,1861	0,0605	6,6964
φ_4	0,5497	5,3668	1,0952	9,5189
φ_5	0,0028	3,0883	0,0029	3,6729
φ_6	-0,586	-1,1782	-0,9728	-2,0952
φ_7	0,6551	2,9282	1,1541	5,7627
φ_8	-0,0196	-0,0987	-0,0039	-0,0222

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados fornecidos pelo *EViews 3.0*

Notas: * Estatística LR (Razão de Verossimilhança)

** Tamanho da amostra

den R^2 de 31,58% indica um bom ajuste, haja vista que os dados são *cross section*. Considerando o modelo 2, somente a *dummy* para raça branca não é significativa considerando um nível de significância de 10% (não o sendo nem para um nível de 90%, a exemplo do modelo 1). Somente a *dummy* para raça branca não é estatisticamente significativa partindo de um nível de significância de 5%. As variáveis restantes, anos de estudo e a *dummy* para deficiência física não se mostraram estatisticamente significativas considerando um nível de significância de 1%. O teste LR indica que o conjunto das variáveis é significativo, considerando em um nível de significância de 1%. O McFadden R^2 de 29,72% indica um bom grau de ajuste, considerada a observação de dados *cross section*.

O sinal dos coeficientes é idêntico em ambos os modelos. Através desses sinais, pode-se concluir que o estudo contribui para elevar a probabilidade de se estar empregado. O homem tem maior probabilidade de estar empregado em relação à mulher. O fato de que a idade contribui para o aumento da empregabilidade é confirmado através do sinal do coeficiente φ_3 . Os casados apresentam maior empregabilidade em relação aos solteiros, ocorrendo o contrário com os portadores de deficiência física em relação aos não-portadores. A renda familiar *per capita* e a quantidade de pessoas traba-

lhando na família influenciam positivamente na empregabilidade. Quanto à raça, o resultado apresenta-se inesperado. De acordo com os modelos estimados, os indivíduos de raça branca possuem menor empregabilidade do que os de outras raças (inclusive a *dummy* para raça negra possui coeficiente positivo, aumentando ainda mais a disparidade na empregabilidade). No entanto, essas variáveis não são estatisticamente significativas.

De modo a melhorar os modelos aqui apresentados, foram omitidas as variáveis que não são significativas a 5% em ambos os modelos. A partir disso, foram estimados mais dois modelos: o modelo 3 para antes e o modelo 4 para depois do curso. Os resultados constam na TABELA 5.

No modelo 3, todas as variáveis são estatisticamente significativas, considerando um nível de 1% de significância. A estatística LR indica que o conjunto das variáveis é relevante considerando esse mesmo nível. O McFadden R^2 indica um bom grau de ajuste, sendo de 31,99%. O modelo 4 apresenta apenas a *dummy* para deficiência física não relevante estatisticamente em um nível de 1% de significância, mas o sendo em um de 5%. As variáveis em conjunto são estatisticamente significativas em um nível de 1%, segundo o teste LR. O McFadden R^2 indica um bom grau de ajuste, sendo de 29,43%. Os sinais dos coeficientes de ambos os modelos in-

dicam que não houve modificações na direção das contribuições de cada variável.

Para fins de comparação entre os modelos, omitiu-se a variável para situação de deficiência física no modelo 4, de modo que este possuísse as mesmas variáveis explicativas do modelo 4. O resultado é o modelo 5, sendo mostrados os resultados na TABELA 6, juntamente com o modelo 4.

Todos os testes estatísticos (“z” e LR) mostram relevância estatística considerando um nível de 1% para ambos os modelos. O MacFadden R² de

29,09% indica um bom ajuste para o modelo 5, novamente considerando que são dados *cross section*. Novamente, não houve alterações nos sinais dos coeficientes. A partir dos modelos 4 e 5, foram realizadas simulações para se verificar qual deles apresenta maior probabilidade, dado o mesmo conjunto de características. Serão consideradas quatro situações para cada modelo, sendo duas para homens e duas para mulheres. Para cada simulação de um dos sexos, será considerado um dos estados civis (solteiro e casado). Para as demais variáveis, foram consideradas combinações entre as médias apresentadas na seção 5. Os resultados estão na TABELA 7.

Tabela 5 – Estimativas do Modelo de Regressão Logit Corrigido

	Modelo 3		Modelo 4	
	Estimativas	Estatística “z”	Estimativas	Estatística “z”
φ_0	-6,172	-12,7008	-5,4739	-12,8688
φ_1	0,0904	3,0809	0,0793	2,9893
φ_2	0,7946	4,1412	0,891	5,4264
φ_3	0,1103	9,6046	0,0616	7,0878
φ_4	0,5715	5,7364	1,1429	10,3486
φ_5	0,0027	3,1433	0,0024	3,3413
φ_6	-	-	-0,9826	-2,2021
φ_7	0,6599	3,0812	1,2343	6,4472
McFadden R ²	0,3199	360,1803*	0,2943	428,0628*
n. ^{o**}	816		1063	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados fornecidos pelo *EViews 3.0*

Notas: * Estatística LR (Razão de Verossimilhança)

** Tamanho da amostra

Tabela 6 – Estimativas do modelo de regressão logit corrigido para comparação

	Modelo 3		Modelo 5	
	Estimativas	Estatística “z”	Estimativas	Estatística “z”
φ_0	-6,172	-12,7008	-5,4842	-12,9125
φ_1	0,0904	3,0809	0,08165	3,0887
φ_2	0,7946	4,1412	0,8697	5,3303
φ_3	0,1103	9,6046	0,0607	7,0384
φ_4	0,5715	5,7364	1,1364	10,3245
φ_5	0,0027	3,1433	0,0025	3,3686
φ_7	0,6599	3,0812	1,2392	6,4981
McFadden R ²	0,3199	360,1803*	0,2909	423,0630*
n. ^{o**}	816		1063	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados fornecidos pelo *EViews 3.0*

Notas: * Estatística LR (Razão de Verossimilhança)

** Tamanho da amostra

Tabela 7 – Probabilidade de se estar empregado dado a determinadas características

	Modelo 3				Modelo 4			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
AES	6	6	11	11	6	6	11	11
SEX	1	1	0	0	1	1	0	0
ID	29,92	29,92	30,95	30,95	29,92	29,92	30,95	30,95
PTR	2	2	2	2	2	2	2	2
RFPC	134,56	134,56	152,51	152,51	134,56	134,56	152,51	152,51
CIV	1	0	1	0	1	0	1	0
PROB (%)	65,28	49,29	61,08	44,79	82,35	57,46	76,60	48,67

Fonte: Elaboração própria

Conforme observado no modelo 4, fica evidenciada a maior probabilidade das quatro simulações, indicando um aumento do grau de empregabilidade depois da realização da capacitação. Portanto, existem evidências, a partir dos resultados obtidos mostrados na TABELA 7, que este programa aumenta as chances de se estar empregado e, portanto, a empregabilidade dos beneficiários do curso de capacitação.

5 - CONCLUSÃO

Primeiramente, todas variáveis testadas se mostraram estatisticamente significativas em um nível de confiança de 99%, exceto as variáveis qualitativas referentes à raça branca, anos de estudo e deficiência física. O indicador LR é conclusivo quanto à existência de um bom grau de ajuste do modelo.

Conforme observado em todas as simulações, existem evidências de que o curso de capacitação profissional promovido pelo PEQ no Estado da Paraíba exerceu algum tipo de influência no que se refere à empregabilidade dos trabalhadores participantes do referido programa. Neste presente estudo, tal fato implica o aumento da probabilidade de os indivíduos submetidos a este programa de capacitação estarem empregados.

Acessoriamente, dadas as informações, verifica-se que as mulheres, além de representarem a maioria do total de entrevistados, apresentam maior escolaridade em relação aos homens. No entanto, essa

maior escolaridade não se traduz, necessariamente, em aumento de empregabilidade. Em média, os homens apresentam maiores probabilidades de estarem empregados em relação às mulheres. As estimativas confirmam que o aumento da empregabilidade está relacionado positivamente com o aumento da idade. A condição de casado e o número de pessoas da família afetam positivamente a empregabilidade. Esse comportamento pode refletir o papel de algumas pressões sociais na procura e manutenção do emprego.

Abstract

The changes that happened in the technological and management plan demand a new positioning on the part of workers. The necessity of qualification and training becomes essential as far as getting a job is concerned. The high rates of unemployment may be slightly reflecting a lag between the technological advances and worker's qualification. Bearing that in mind, the present paper intends to determine whether the state plan of qualification (PEQ), implemented in the state of Paraíba in 2000, has interfered in the probability of workers getting a job or not. This paper intends basically to determine the probability of the individuals to be or not employed after the program PEQ. By making use of an econometric probability model, the results obtained show that the PEQ has increased the chances of the individuals being employed. Therefore, such fact highlights the importance of a professional qualification and training in order to obtain a job.

Key words:

Technology; Reorganization; Job; Professional qualification

REFERÊNCIAS

CIENAL. **Avaliação do Plano Estadual de Qualificação PEQ/PB – 2000** (Relatório Final). Março de 2001.

GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. 4th. ed. New York: Macmillan, 1993.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001. 573p.

LEITE, E. M. Reestruturação industrial, cadeias produtivas e qualificação. In: CARLEAL, L.; VALLE, R. (Org.). **Reestruturação produtiva e mercado de trabalho no Brasil**. São Paulo: Hucitec, 1997. p. 140-166.

MADDALA, G. S. **Limited-dependent and qualitative in econometrics**. New York: John Wiley & Son, 1983. 401p.

PORTUGAL, M. S.; GARCIA, L. S. Notas sobre o desemprego estrutural no Brasil. In: CARLEIAL, L.; VALLE, R. (Org.). **Reestruturação produtiva e mercado de trabalho no Brasil**. São Paulo: Hucitec, 1997. p. 55-70.

RAMANATHAN, R. **Introductory econometrics**. 4th. ed. San Diego: The Dryden Press, 1998.

Recebido para publicação em 14.ABR.2004