

A *ANÁLISE DA VARIÁVEL ESCOLARIDADE COMO FATOR DETERMINANTE DO CRESCIMENTO ECONÔMICO**

Mario Romero Pellegrini de Souza**

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo mensurar a importância da escolaridade no crescimento econômico. Utilizando-se de dados dos estados brasileiros relativos ao PIB, população economicamente ativa e capital humano, ajustaram-se algumas funções de produção, escolhidas de acordo com estudos já desenvolvidos sobre o tema, buscando encontrar a melhor alternativa para o seu entendimento. Os resultados obtidos confirmam estudos anteriores que atribuem ao capital humano um importante papel nas diferenças interestaduais de renda.

Palavras-chave: escolaridade, crescimento econômico, capital humano.

ABSTRACT

This article has its objective the qualification of the importance of academic study with relation to economic growth. It utilizes Brazilian State data such as information on GDP, human capital, economic activity, production figures etc. and seeks to put this information into context. The results confirm previous studies that human capital is an important component of economic growth.

Key words: academic study, economic growth, human capital.

*Este artigo é uma síntese da dissertação de mestrado intitulada *Análise da Variável Escolaridade como Fator Determinante do Crescimento Econômico*, apresentada ao Curso de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR.

**Engenheiro Civil, Mestre em Desenvolvimento Econômico pela UFPR, Doutorando no Curso de Engenharia da Produção pela UFSC. Professor de Métodos Quantitativos na FAE. E-mail: mrtosin@cwmatrix.com.br

INTRODUÇÃO

A escolaridade da população economicamente ativa influencia, direta ou indiretamente, os níveis potenciais de capital humano e, em decorrência disso, influencia também o produto final agregado. Os estudos detalhados da variável escolaridade e de seus efeitos sobre o PIB são importantes para que se possa entender os seus desdobramentos e suas conseqüências no desenvolvimento econômico.

É quase consensual afirmar que o desenvolvimento das forças produtivas tem dependido, cada vez mais, da conjugação de esforços entre ciência e tecnologia. O atual momento do comércio internacional, em que a globalização é o carro-chefe dos líderes nacionais em suas campanhas políticas, estimula a competitividade entre as empresas em todo o mundo e, desta maneira, incrementa a demanda por educação, como forma de preparar o trabalhador para esses novos desafios empresariais.

A interação entre ciência e tecnologia e o seu posterior aproveitamento dentro de uma mesma estrutura de produção somente se tornam possíveis se o líquido que lubrifica esta engrenagem toda e a faz funcionar, o "capital humano", for suficiente em termos quantitativos e qualitativos.

A reestruturação produtiva por que passam os países desenvolvidos tem provocado uma demanda mundial por conhecimento em algumas áreas da ciência que só recentemente se expandiram, gerando o aparecimento de um "novo paradigma tecnológico". Por outro lado, provoca também uma reação nas estruturas de ensino, que procuram se adaptar para colaborar na formação dos novos trabalhadores requeridos pelo mercado. Portanto, nos dias atuais, existe uma preocupação constante com esse "novo relacionamento" entre educação, educadores, empresários, governantes e trabalhadores.

Enquanto a razão dos resultados do crescimento econômico agregado ainda carece de uma melhor explicação e a pesquisa estratégica neste campo provoca controvérsias, estudos sobre vários aspectos das relações microeconômicas entre educação e desenvolvimento têm avançado rapidamente, suscitando novas questões para estudo e apropriação de metodologias adicionais.

O objetivo desses estudos tem sido verificar como os conceitos econômicos e estatísticos vêm progredindo, modernamente, na mensuração da

importância da "variável escolaridade" no processo de desenvolvimento econômico. O capital humano pode se desenvolver, por outro lado, pelo aperfeiçoamento das habilidades do trabalhador, com o aumento da experiência no trabalho. Estudos recentes, porém, como o de FIGUEIREDO NETO (1998), demonstram que a escolaridade tem um peso maior na determinação do crescimento econômico.

Assim, neste artigo procura-se traçar as linhas gerais capazes de nortear a elaboração de um modelo que estabeleça as formas de mensurar a relação entre sistema educacional e crescimento econômico, valendo-se de métodos econométricos já adotados por alguns autores na análise de problema semelhante.

OS MODELOS ADOTADOS

Os modelos descritos a seguir possibilitam estudar as relações entre as taxas de crescimento de longo prazo e o capital humano, partindo de uma função de produção agregada.

MODELO 1

Metodologia

O primeiro modelo é um modelo de crescimento neoclássico, à SOLOW (1956), tomando como referência básica o trabalho de LAU *et al.* (1993), para o qual realizou-se uma análise *cross section* do PIB dos estados brasileiros, procurando atualizar e sintetizar os trabalhos já desenvolvidos anteriormente por ANDRADE (1997) e GONÇALVES, SEABRA e TEIXEIRA (1998).

Apesar de ROMER, citado por ANDRADE (1997), trabalhar com os modelos de crescimento endógeno como uma resposta à "incapacidade" de os modelos neoclássicos explicarem o comportamento da variável progresso tecnológico, na verdade, os estudos desenvolvidos por Andrade demonstraram que o melhor ajuste, para o crescimento do PIB dos estados brasileiros, deu-se com o modelo desenvolvido por LAU *et al.* (1993), e não com os modelos de crescimento endógeno. Mesmo no trabalho desenvolvido por HIGACHI e PORCILE (1998), não fica categoricamente consagrado o modelo com bases teóricas evolucionistas, embora a base de dados e a amostra tenham sido distintas.¹

A proposta apresentada por LAU *et al.* difere do modelo de BENHABIB e SPIEGEL (1994) por utilizar como variável dependente a taxa de crescimento do produto interno bruto em vez da taxa de crescimento do produto interno bruto *per capita*.

Os estudos empíricos desenvolvidos por Benhabib e Spiegel tentam mostrar a inadequação da especificação de taxas de capital humano.² No longo prazo e dependendo da amostra trabalhada, porém, as taxas não só podem como devem ser novamente utilizadas. Ou seja, desde que os capitais físicos dos países considerados na amostra sejam mais homogêneos, as diferenças tendem a ser expressas em diferenciais e, então, a utilização das taxas permite um melhor dimensionamento desses diferenciais.

A estimação do modelo básico de LAU *et al.* é feita a partir de uma função de produção como a que segue:

$$\ln y(t) - \ln y(0) = C + a_1 (\ln k(t) - \ln k(0)) + a_2 (\ln L(t) - \ln L(0)) \quad \text{equação (3.1)}$$

A estimação do mesmo modelo, acrescida da variável escolaridade, apresenta-se assim: Esta é a equação (3.2), onde

$$\ln y(t) - \ln y(0) = C + a_1 (\ln k(t) - \ln k(0)) + a_2 (\ln L(t) - \ln L(0)) + a_3 (H(t) - H(0))$$

Y(t) = nível do produto interno bruto no período t

K(t) = estoque de capital físico no período t

L(t) = mão-de-obra não especializada no período t

H(t) = estoque de capital humano no período t

Definição das Variáveis e Base de Dados

A estimação é feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários através de regressões lineares *cross-section* sobre a taxa de crescimento do produto interno bruto dos estados brasileiros entre os períodos de 1970 e 1995. Dois estados foram excluídos da amostra por não existirem em 1970, o Mato Grosso do Sul e Tocantins. Uma vez que as estimativas de capital físico dos estados não são disponibilizadas, optou-se pela utilização de uma *proxy*, relacionando consumo de energia elétrica industrial ao estoque de capital físico.

As variáveis utilizadas no modelo são descritas abaixo:

Y(t) - Produto Interno Bruto Estadual - A principal dificuldade encontrada na estimação das equações acima foi a falta de coerência metodológica para a obtenção dos dados do PIB por estado (pretendia-se utilizar as estimativas feitas por organizações estaduais de estatística). Para o ano de 1970, acabou-se optando pelos dados fornecidos pela publicação Estatísticas Históricas do Brasil (IBGE, 1987); para o ano de 1995, foram utilizados os dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), deflacionando-os pelo deflator implícito publicado na Conjuntura Econômica (1998). Desta forma, ambos os valores estão a preços correntes de 1970.

K(t) - Estoque de Capital Físico da Economia - Utilizou-se uma *proxy* pelo consumo de energia elétrica industrial de cada unidade da Federação, dado que não existem séries históricas desagregadas, por estado, de investimentos no Brasil. Os dados foram extraídos do Anuário Estatístico do Brasil (IBGE, 1971, 1995). Essa formulação tem a vantagem de já estar ajustada conforme o nível de utilização do estoque, evitando erros de superestimação do estoque de capital físico (mede unicamente o que se gasta de energia na economia). Em contrapartida, tem a desvantagem de ser unilateral, já que se utiliza somente de um critério para mensurar a capacidade instalada da economia.

L(t) - Força de Trabalho - A estimativa da PEA obtida através do IBGE (1995) serviu como uma *proxy* bastante adequada, embora os critérios de identificação do "indivíduo economicamente ativo" sejam questionáveis, por não levarem em conta algumas modalidades de trabalho significativas, como a contribuição do trabalho não assalariado doméstico.

H(t) - Estoque de Capital Humano da Economia - Poderiam ser utilizadas aqui, como proxies, matrículas no primeiro e segundo graus, índice de analfabetismo, valor absoluto e o logaritmo dos anos de escolaridade médio da PEA. Optou-se por esta última ao se verificarem os resultados obtidos por Benhabib e Spiegel, que, comparando todas essas variáveis numa análise *cross-section* de 148 países, a definiram como a mais robusta. Para 1970, os dados foram retirados do censo demográfico e para 1995 foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD), cujas metodologias são compatíveis.

Resultados Obtidos

Os resultados para a equação (3.1) são os que seguem:

RESUMO DOS RESULTADOS

ESTATÍSTICA DE REGRESSÃO	
R múltiplo	0,867166
R-Quadrado	0,751977
R-quadrado ajustado	0,72943
Erro padrão	0,273026
Observações	25

ANÁLISE DE REGRESSÃO - ANOVA

ANOVA	GI	SQ	MQ	F	F DE SIGNIFICAÇÃO
Regressão	3	5,773409	1,92447	48,18437	1,37E-09
Resíduo	21	0,838734	0,03994		
TOTAL	24	6,612143			

RESULTADOS DA ANÁLISE DE REGRESSÃO

DISCRIMINAÇÃO	COEFICIENTES	ERRO PADRÃO	STAT T	VALOR-P	95% INFERIORES	95% SUPERIORES
Interseção	0,39578	0,159309	2,484358	0,021074	0,065393	0,726167
lnK95-lnK70	0,121588	0,048902	2,486353	0,020982	0,020171	0,223005
lnL95-lnL70	0,765175	0,128597	5,950162	5,47448E	0,49848	1,03187

Desde que P-Value na tabela da ANOVA é menor que 0,01, existe uma relação estatisticamente significativa entre as variáveis a um nível de 99% de confiança.

A estatística do R^2 indica que o modelo explica 75,1977% da variação em y . O R^2 ajustado, mais sensível para comparações em modelos de múltiplas variáveis independentes, é de 72,943%. O erro padrão da estimativa mostra que o desvio padrão dos resíduos é 0,273026.

O erro médio absoluto (MAE) de 0,193167 é o valor médio dos resíduos. A estatística Durbin Watson (DW) testa os resíduos para determinar se existe alguma correlação significativa baseada na ordem em que eles ocorrem no arquivo de dados. Desde que o valor DW é maior que 1,4, mais precisamente 1,80786, não há, provavelmente, nenhuma autocorrelação significativa nos resíduos. O teste de significância conjunta (F) da regressão é aprovado ao nível de 10%. A hipótese de existência de heterocedasticidade é rejeitada para o modelo ao nível de 10%.

Os resultados para a equação (3.2) são os que seguem:

ESTATÍSTICA DE REGRESSÃO

R múltiplo	0,934426
R-Quadrado	0,873152
R-Quadrado ajustado	0,855031
Erro padrão	0,199849
Observações	25

ANÁLISE DE REGRESSÃO - ANOVA

ANOVA	GI	SQ	MQ	F	F DE SIGNIFICAÇÃO
Regressão	3	5,773409	1,92447	48,18437	1,37E-09
Resíduo	21	0,838734	0,03994		
TOTAL	24	6,612143			

RESULTADOS DAS ANÁLISE DE REGRESSÃO

	COEFICIENTES	ERRO PADRÃO	STAT T	VALOR-P	95% INFERIORES	95% SUPERIORES
Interseção	-0,57182	0,245496	-2,32923	0,029909	-1,08235	-0,06128
lnK95-lnK70	0,11877	0,035801	3,317508	0,003273	0,044318	0,193221
lnL95-lnL70	0,498248	0,111141	4,472186	0,00021	0,266557	0,729938
ED95-ED70	0,381944	0,085276	4,478931	0,000207	0,204603	0,559284

Desde que P-Value na tabela da ANOVA é menor que 0,05, existe uma relação estatisticamente significativa entre as variáveis a um nível de 95% de confiança.

A estatística do R^2 indica que o modelo explica 87,3152% da variação em y. O R^2 ajustado, mais sensível para comparações em modelos de múltiplas variáveis independentes, é de 85,5031%. O erro-padrão da estimativa mostra que o desvio padrão dos resíduos é 0,199849.

O erro absoluto da média (MAE) de 0,03994 é o valor médio dos resíduos. A estatística Durbin Watson (DW) testa os resíduos para determinar se existe alguma correlação significativa baseada na ordem em que eles ocorrem no arquivo de dados. Desde que o valor DW é maior do que 1,4, não há, provavelmente, nenhuma autocorrelação significativa nos resíduos. O teste de significância conjunta (F) da regressão é aprovado ao nível de 10%. A hipótese de existência de heterocedasticidade é rejeitada para o modelo ao nível de 10%.

Como se pode deduzir dos dados, o segundo modelo de regressão, com a inclusão da variável escolaridade, tem um bom poder explicativo, o R^2 ajustado, de 85,50%, enquanto o primeiro modelo na regressão, sem a variável escolaridade, tem um poder explicativo menor, de 72,94%.

Em suma, os resultados mostram-se consistentes com os resultados de estudos anteriores, corroborando a afirmação de que o capital humano é fator preponderante na explicação do crescimento do produto interno bruto dos estados brasileiros.

O coeficiente estimado para a elasticidade do trabalho, que aponta para um crescimento de 38% no produto interno bruto associado com cada ano adicional de escolaridade média da população economicamente ativa, está um pouco elevado quando comparado com o coeficiente médio de 21% encontrado por outros autores, embora Andrade tenha estimado 32%. A magnitude do coeficiente pode ser explicada, provavelmente, pelo baixo nível de escolaridade dos estados brasileiros em 1970, que passou de 2 anos de estudo, em média, para 5 anos em 1995. Por outro lado, os resultados reiteram a hipótese de convergência de rendas entre os estados brasileiros, pelo sinal negativo e significativo do coeficiente para a renda inicial.

MODELO 2

Metodologia

Utilizando os mesmos dados para os estados brasileiros, referentes ao produto interno bruto, capital humano e população economicamente ativa, partiu-se novamente de uma função de produção ampliada de forma a incluir uma variável relativa a progresso técnico, que permitisse desenvolver um modelo de crescimento endógeno. Numa segunda etapa, foi feita a estimação da relação entre renda inicial e taxas de crescimento para se determinar a existência de convergência das rendas *per capita* entre os estados.

Com a retirada das condições de Inada, pôde-se fazer uma análise sobre a convergência das rendas *per capita* entre os estados brasileiros, partindo-se de uma abordagem alternativa à utilizada por Lau *et al.* (1993), que por sua vez teve como referencial Solow (1956). Nesta diretriz, o conceito desenvolvido por Benhabib e Spiegel (1994), de utilização de uma função de produção em conjunto com um termo de difusão tecnológico, parece apropriado à discussão pretendida, pois endogeniza o desenvolvimento tecnológico, através da educação.

Quando se inclui o capital humano nos modelos neoclássicos de crescimento, os pontos de equilíbrio tendem a se tornar múltiplos, o que reforça a hipótese de que a economia converge para um pólo entre as rendas *per capita*, fato pode ser melhor observado através de uma amostra para os estados de um mesmo país.

Definição de Variáveis e Base de Dados

Partiu-se da seguinte função:

$$Y_t = K_t^\alpha [A_t(H_t)L_t]^\beta$$

Onde: Y produto; A = parâmetro tecnológico; H = capital humano; K = capital físico; L = trabalho; α, β = elasticidade do produto em relação ao capital físico e ao trabalho, respectivamente.

Após algumas transformações algébricas, chega-se à equação (3.3):

$$\log Y_{IT} - \log Y_{i0} = \{g \log(H_{i0}) + m \log[H_{i0}(y_{i0} \div y_{0\max})]\} + \alpha(\log K_{IT} - \log K_{i0}) + \beta(\log L_{IT} - \log L_{i0}) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_o)$$

O método usado na estimação será o dos mínimos quadrados ordinários, através de uma regressão linear *cross-section* sobre a taxa de crescimento das variáveis utilizadas no modelo e os níveis iniciais de capital humano e atraso tecnológico. O período analisado compreende os anos de 1970 até 1995.

Também aqui se supõe uma mesma função de produção para todos os estados. Dois estados foram novamente excluídos da amostra por não existirem em 1970, o Mato Grosso do Sul e Tocantins.

Para a estimativa, foram consideradas as variações da PEA, o que eliminou alguma dificuldade no que tange à identificação de quem é "economicamente ativo", visto que apresenta uma medida adequada da variação da população envolvida na produção. As outras variáveis consideradas na regressão foram consumo de energia elétrica industrial, representando o nível de capital físico, logaritmo da média dos anos de escolaridade, representando o nível de capital humano, e as diferenças nos níveis de renda *per capita* por estado, compondo os índices de atraso dos estados brasileiros com relação ao estado líder em tecnologia (São Paulo) e servindo como uma *proxy* do hiato tecnológico.

Resultados Obtidos

Os resultados para a equação (3.3) são os que seguem:

ESTATÍSTICA DE REGRESSÃO

R múltiplo	0,889853
R-Quadrado	0,791839
R-quadrado ajustado	0,750207
Erro padrão	0,262334
Observações	25

RESULTADOS DAS ANÁLISE DE REGRESSÃO

ANOVA	GI	SQ	MQ	F	F DE SIGNIFICAÇÃO
Regressão	4	5,235756	1,308939	19,01992	1,36229E
Resíduo	20	1,376387	0,068819		
TOTAL	24	6,612143			

RESULTADOS DAS ANÁLISE DE REGRESSÃO

	COEFICIENTES	ERRO PADRÃO	STAT T	VALOR-F	95% INFERIORES	95% SUPERIORE
Interseção	0,028779	0,402463	0,071507	0,943704	-0,81074	0,868302
lnED95-lnED70	0,396372	0,241222	1,643183	0,115974	-0,10681	0,899553
lnHio(Yi/Ymax)	0,012	0,065363	0,183593	0,85618	-0,12435	0,148346
lnK95-lnK70	0,09226	0,049334	1,870104	0,076179	-0,01065	0,19517
lnL95-lnL70	0,804374	0,147259	5,462306	2,39759E	0,497197	1,111551

As diferenças nas definições das variáveis não permitem uma comparação direta com os modelos testados anteriormente, que consideravam o incremento das variáveis observadas. O resultado obtido, no entanto, mostra-se consistente com os resultados de pesquisas já realizadas sobre o tema. Porém, se na equação (3.3), no primeiro termo à direita, forem considerados não os logaritmos mas os valores absolutos das variáveis, o ajuste obtido é melhor, conforme demonstram as estatísticas abaixo:

A estatística do R^2 , da segunda opção (considerando somente os valores absolutos das variáveis) indica que o modelo ajustado explica 85,85% da variação em y , enquanto o R^2 da primeira opção é de 75,02%.

ESTATÍSTICA DE REGRESSÃO

R múltiplo	0,939219
R-Quadrado	0,882132
R-quadrado ajustado	0,858558
Erro padrão	0,197403
Observações	25

RESULTADOS DAS ANÁLISE DE REGRESSÃO

ANOVA	GI	SQ	MQ	F	F DE SIGNIFICAÇÃO
Regressão	4	5,832783	1,458196	37,42031	5,08E-09
Resíduo	20	0,77936	0,038968		
TOTAL	24	6,612143			

RESULTADOS DAS ANÁLISE DE REGRESSÃO

	COEFICIENTES	ERRO PADRÃO	STAT T	VALOR-P	95% INFERIORES	95% SUPERIORES
Interseção	-0,43379	0,267032	-1,62449	0,119927	-0,99081	0,123228
lnK95-lnK70	0,10138	0,038065	2,663322	0,014927	0,021977	0,180784
lnL95-lnL70	0,507231	0,110287	4,599188	0,000174	0,277176	0,737286
ED95-ED70	0,361813	0,085796	4,217126	0,000423	0,182846	0,540781
H(Yt/Ymax)	-0,27425	0,222182	-1,23436	0,231376	-0,73772	0,189211

Desde que Valor- P na tabela da ANOVA é menor do que 0,05, existe uma relação estatisticamente significativa entre as variáveis a um nível de 95% de confiança.

O erro absoluto da média (MAE) de 0,038968 é o valor médio dos resíduos. A estatística Durbin Watson (DW) testa os resíduos para determinar se existe alguma correlação significativa baseada na ordem em que eles ocorrem no arquivo de dados. Desde que o valor DW é maior do que 1,4, não há, provavelmente, nenhuma autocorrelação significativa nos resíduos. O teste de significância conjunta (F) da regressão é aprovado ao nível de 10%. A hipótese de existência de heterocedasticidade é rejeitada para o modelo ao nível de 10%.

Novamente, o resultado encontrado confirma a afirmação de que o capital humano é fator preponderante na explicação do crescimento do produto interno bruto dos estados brasileiros. Por outro lado, os resultados reiteram a hipótese de convergência de rendas entre os estados, pelo sinal negativo e significativo do coeficiente para a renda inicial.

CONCLUSÃO

O novo patamar de crescimento das forças produtivas, com as inovações ocorridas nos materiais e formas de organização do trabalho, privilegia novas relações entre trabalho e ciência, onde cada qual, na sua tendência ao crescimento, dá sua contribuição para o processo produtivo. O novo trabalhador, seja ele empresário ou operário, tem na qualificação a resposta para o sucesso, na medida em que a qualificação conduz à flexibilidade, e esta, no âmago das mudanças em curso, é que irá potencializar o capital humano para a produção de valor.

As novas bases materiais de produção oriundas das novas tecnologias e das novas formas de organização da produção exigem um trabalhador qualificado para lidar com todas essas inovações. Em suma, exige-se cada vez mais conhecimento do trabalhador, seja este científico, tecnológico ou político.

As mudanças tecnológicas, ao exigirem um novo perfil do trabalhador, provocam uma revolução sobre as formas de educação do trabalhador-cidadão, o que demanda uma urgente avaliação e redefinição das formas tradicionais de qualificação.

A moderna concepção de qualificação vai além das habilidades técnicas, exigindo uma educação permanente e atualizada, capaz de gerar habilidades de trabalho possíveis de permitir ao trabalhador a criação de novos métodos para resolução de problemas que tenderão a ser cada vez mais complexos.

O estudo sobre essa nova concepção de qualificação deve, entretanto, estar ancorado em uma base sólida de informações. Em primeiro lugar, é necessário estabelecer o atual estágio da produção e da geração de conhecimentos e, posteriormente, deve-se tentar prever o comportamento futuro dessas duas variáveis.

Assim, a verdadeira questão do presente estudo foi estabelecer qual dos métodos de mensuração desta singular taxa de retorno é o mais adequado e qual dos percentuais estabelecidos ao longo dos diferentes estudos pesquisados é o mais "real" na quantificação da importância da variável escolaridade, examinando alguns modelos que se propunham a quantificá-la. Discutiu-se a validade de algumas simplificações na adoção de determinados modelos, procurando sempre estabelecer qual o melhor caminho a percorrer na adoção de um método de mensuração.

Finalmente, adotaram-se dois modelos e seus desdobramentos, dentre os vários pesquisados, para fazer uma análise *cross-section* do PIB dos estados brasileiros, tentando estabelecer, através de regressões lineares múltiplas, a importância relativa da variável escolaridade no crescimento desses PIBs.

Testou-se a especificação neoclássica, no modelo (1), através de duas equações distintas, aproveitando o estudo desenvolvido por Lau *et al.* (1993). A primeira equação, sem a variável escolaridade, mostrou-se menos explicativa em relação às variações ocorridas com a renda dos estados brasileiros constantes na amostra.

Numa segunda abordagem, procurou-se testar um modelo de crescimento endógeno, ajustando uma função de produção ampliada para incluir um termo de progresso técnico. Os resultados foram os esperados, confirmando sempre, a cada modelo testado, a real importância da variável escolaridade no crescimento do produto interno bruto entre os estados brasileiros. O modelo que se mostrou mais ajustado aos dados foi o dessa segunda abordagem, com a inclusão de um termo contemplando o progresso tecnológico.

Vale dizer que o coeficiente estimado para a elasticidade do trabalho corrobora os resultados encontrados na literatura, indicando um aumento de 38% no produto interno bruto associado com cada ano adicional de escolaridade média na população economicamente ativa, para o primeiro modelo testado, e de 36% para o segundo modelo testado.

Referendou-se, ainda, a hipótese da difusão tecnológica, pelo sinal e pela magnitude do coeficiente encontrado no segundo modelo. A convergência de rendas *per capita* estaduais é, portanto, bastante provável, embora estudos recentes, conforme GONÇALVES, SEABRA e TEIXEIRA (1997), demonstrem uma baixa velocidade de convergência.

Concluiu-se que o produto potencial brasileiro tem, de fato, uma relação de longo prazo com a qualidade da força de trabalho do país, esta última quantificada através da *proxy* "anos de escolaridade", resultado compatível com de outros estudos já desenvolvidos sobre o mesmo tema, inclusive na grandeza dos coeficientes obtidos.

Com este estudo, complementa-se a discussão atual sobre os novos rumos das políticas econômicas no Brasil, em face dos desdobramentos macroeconômicos ocorridos recentemente na economia mundial.

NOTAS

¹A amostra foi constituída pelos países da América do Sul.

²Nas conclusões de seu trabalho, Benhabib e Spiegel (1994) advogam a especificação do capital humano em valor absoluto e não em taxa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, Monica V. Educação e crescimento econômico no Brasil : evidências empíricas para os estados brasileiros 1970-1995. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. (25. : 1997 : Florianópolis). **Anais**. Brasília : Anpec, 1997.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro : IBGE, 1971, 1995.
- BENHABIB, Jess; SPIEGEL, Mark M. The role of human capital in economic development : evidence from aggregate cross-country. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, p.143-173, 1994.
- GONÇALVES, Flávio de O.; SEABRA, Fernando; TEIXEIRA, Joaílino R. O capital humano em um modelo de crescimento endógeno da economia brasileira: 1970-1995. **Revista Análise Econômica**, 1998.
- HIGACHI, H.; PORCILE, Gabriel. Modelos de crescimento endógeno e modelos evolucionistas: uma aplicação ao crescimento econômico de longo prazo da América Latina. In: ENCONTRO DE ECONOMIA E ECONOMETRIA DA REGIÃO SUL (1.: 1988, Florianópolis). **Anais**. Rio de Janeiro, 1998.
- IBGE. **Séries estatísticas retrospectivas**. Rio de Janeiro : IBGE, 1986-87. 3v. em 5. v.3. Estatísticas históricas do Brasil : séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1985.
- ISSLER, João Victor; GONZAGA, Gustavo M.; MARONE, Guilherme C. Educação, investimentos externos e crescimento econômico: evidências empíricas. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, n.2, v.16, p.101-127, nov. 1996.
- LAU, Lawrence *et al.* Education and economic growth: some cross sectional evidence from Brazil. **Journal of Development Economics**, n. 41, p. 45-70, 1993.
- NETO, Leonardo F. F. Determinantes da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos e retornos aos investimentos em capital humano. **Revista Análise Econômica**, n.29, p.67-86, mar. 1998.
- SOLOW, R.A. A contribution of the theory of economic growth. **Quartely Journal of Economics**, v. 70, p.65-94, 1956.