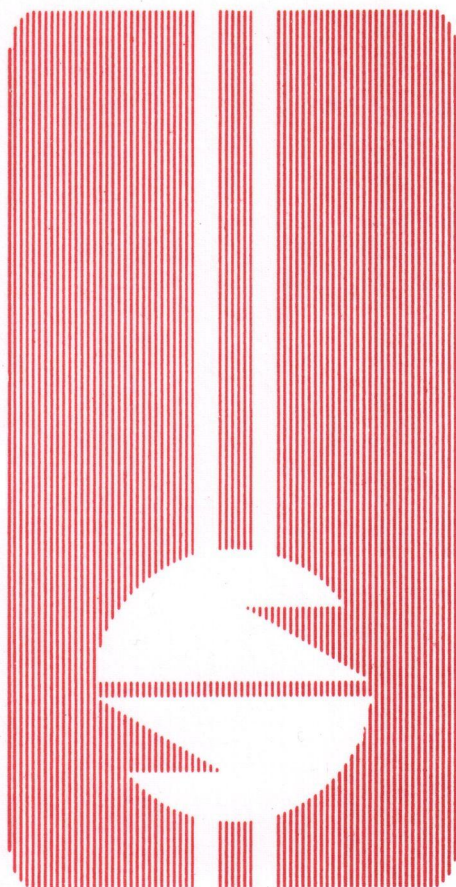


# análise econômica

- ◆ Moeda em Marx e Keynes  
- **Maria de Lourdes R. Mollo**
- ◆ Bancos: de Keynes a Minsky  
- **Luiz Fernando R. de Paula.**
- ◆ Demanda por alimentos na Região Metropolitana de Porto Alegre  
- **Rossana Garcia e Paulo Waquil**
- ◆ Abertura comercial e o Nordeste  
- **J. Policarpo R. Lima**
- ◆ Mercado de trabalho e investimentos em capital humano  
- **Leonardo Francisco F. Neto**
- ◆ Múltiplas dimensões das patentes  
- **Eduardo Motta Albuquerque**
- ◆ Desigualdade da renda rural no Nordeste: coeficiente de Gini e índice de Sen  
- **Jorge L. Mariano e Ricardo C. Lima**
- ◆ Evolução das indústrias moveleiras mundial e brasileira  
- **Pascoal José Marion Filho e Carlos José Caetano Bacha**
- ◆ Capital humano e crescimento endógeno da economia brasileira  
- **Flávio O. Gonçalves**  
- **Fernando Seabra**  
- **Joanílio R. Teixeira**



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

*Reitora:* Prof<sup>a</sup>. Wrana Maria Panizzi

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

*Diretora:* Prof<sup>a</sup>. Otilia Beatriz Kroeff Carrion

CENTRO DE ESTUDOS E PEQUISAS ECONÔMICAS

*Diretor:* Prof. Fernando Ferrari Filho

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

*Chefe:* Prof. Gentil Corazza

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

*Coordenador:* Prof. Marcelo Savino Portugal

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

*Coordenador:* Prof. Carlos Guilherme A. Mielitz Netto

CONSELHO EDITORIAL: Achyles B. Costa, Aray M. Feldens, Carlos A. Crusius, Carlos G. A. Mielitz Netto, Eduardo A. Maldonado Filho, Eduardo P. Ribeiro, Eugênio Lagemann, Fernando Ferrari Filho, Gentil Corazza, Jorge Paulo de Araújo, Marcelo S. Portugal, Nali J. Souza, Otília B. K. Carrion, Paulo A. Spohr, Paulo D. Waquil, Pedro C. D. Fonseca, Roberto C. Moraes, Ronald Otto Hillbrecht, Stefano Florissi, Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando H. Barbosa (FGV/RJ), Gustavo Franco (PUC/RJ), João R. Sanson (UFSC), Joaquim P. Andrade (UnB), Juan H. Moldau (USP), Paul Davidson (Univ. of Tennessee), Werner Baer (Univ. of Illinois).

COMISSÃO EDITORIAL: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Gentil Corazza, Paulo Dabdab Waquil, Marcelo Savino Portugal, Roberto Camps Moraes.

EDITOR: Nali de Jesus de Souza

SECRETARIA: Cláudia Porto Silveira, Sandra Mascarello e Fábio Régis Sparremberger. *Revisão de textos:* Vanete Ricacheski.

FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa

Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e resenhas. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

PROF. NALI DE JESUS DE SOUZA

**Revista *Análise Econômica*** - Av. João Pessoa, 52

CEP 90040-000 PORTO ALEGRE - RS, BRASIL

Telefones: (051) 316-3348 e 316-3440 - Fax: (051) 316-3507

nali@vortex.ufrgs.br

# O CAPITAL HUMANO EM UM MODELO DE CRESCIMENTO ENDÓGENO DA ECONOMIA BRASILEIRA : 1970-1995

Flávio de Oliveira Gonçalves\*  
Fernando Seabra  
Joanílio Rodolpho Teixeira

## SINOPSE

Utilizando dados dos estados brasileiros do PIB, população economicamente ativa e capital humano, ajustou-se uma função de produção aumentada para incluir um termo progresso técnico, gerando, portanto, um modelo de crescimento endógeno. Os resultados mostram que o capital humano desenvolve um importante papel na determinação das diferenças interestaduais de renda *per capita*. Estimou-se depois a relação entre renda inicial e taxas de crescimento, buscando evidências sobre a existência de convergência das rendas *per capita*. Esta hipótese foi aceita, apesar de se ter verificado uma baixa velocidade de convergência.

**Cód. AEA:**112 **Palavras-chave:** crescimento, capital humano e difusão tecnológica

## ABSTRACT

Using for Brazilian states data of Gross Domestic Product, Economically Active Population and Human Capital, we estimate a technical progress augmented production function, generating an endogenous growth model. Our results indicate that human capital plays an important role in explaining state differences in per capita income. Next we estimate the relation between the growth rate and the initial per capita income, searching for evidences about the presence of convergence in per capita income. This hypothesis is accepted, despite of the low velocity of convergence.

**AEA Code:** 112 **Key-words:** growth, human capital, technological diffusion

---

\* Os dois primeiros autores são do Departamento de Economia da UFSC e o último é do Departamento de Economia da UnB, tel. (061) 272-3548 e fax (061)340-2311. Os autores agradecem ao CNPq pelo apoio financeiro a este projeto.

ANÁLISE ECONÔMICA	ANO16	N.29	Março/98	p. 139-148
-------------------	-------	------	----------	------------

## 1 - INTRODUÇÃO

Como o capital humano, ou nível de escolaridade, afeta o produto e a taxa de crescimento da economia brasileira? Diferenças regionais de renda podem ser explicadas por diferenças neste tipo de capital? Uma resposta convencional a estas perguntas é dada ao tratar o capital humano como apenas mais um fator de produção, em modelos *à la Solow* (1956). O recente trabalho de Lau *et.al.* (1993) está nesta tradição. Utilizando uma análise *cross-section* entre os Estados brasileiros no período de 1970 a 1980,<sup>1</sup> Lau *et.al.* estimam uma função de produção agregada com progresso tecnológico exógeno. Uma abordagem alternativa é considerar o progresso tecnológico como função do nível de educação, criando um modelo de crescimento endógeno. Com a retirada das condições de Inada, permite-se ainda uma análise sobre a convergência ou não das rendas *per capita* entre os estados brasileiros.

Nesse marco teórico, o conceito de função de produção foi utilizado em conjunto com o de difusão tecnológica, desenvolvido por Benhabib e Spiegel (1994), como um meio de endogenizar o desenvolvimento tecnológico, através da educação. Seguindo Romer (1990), postula-se também que o capital humano pode influenciar diretamente a produtividade, determinando a capacidade dos estados de criar novas tecnologias adaptáveis à produção doméstica.<sup>2</sup> Com a endogenização, a hipótese de convergência no modelo está condicionada também ao crescimento da tecnologia produzida internamente e à capacidade de se absorver tecnologia do exterior, ambas relacionadas com o nível de capital humano.

Este trabalho está organizado em cinco seções. A segunda seção aborda a forma como se dá a convergência das rendas *per capita* nos modelos neoclássicos e nos novos modelos de crescimento. A terceira traz o modelo teórico e empírico que será utilizado na análise. A quarta contém os dados e a análise empírica. Finalmente, são apresentadas as conclusões, junto com sugestões para pesquisas posteriores.

---

<sup>1</sup> O primeiro motivo que levou a esta revisão foi a utilização da década de 1970 para a estimação de relações de longo prazo. Este período parece inadequado dado o tamanho da amostra e as peculiaridades dos fatos ocorridos no Brasil

<sup>2</sup> Outra implicação para o capital humano é a atração de capital físico. Dadas as condições de infra-estrutura, o capital físico direcionar-se-ia para locais onde houvesse capital humano complementar. Sem condições de infra-estrutura, ocorreria o inverso: investimentos em capital humano seriam feitos em vão, pois este capital migraria atrás de capital físico complementar (Lucas, 1990). Devido a esta migração de capital humano não se pode negligenciar a relação existente entre renda e capital humano; porém prefere-se deixar esta análise causal para pesquisas posteriores, enfatizando no momento a relação capital humano e renda.

## 2 - TRÊS MODOS DE CONVERGÊNCIA

Um aspecto importante do modelo de Solow é a implicação na convergência absoluta da relação capital/trabalho, ou seja, economias similares, divergentes apenas em seus estoques de capital inicial, tendem a convergir para uma mesma renda per capita (Barro e Sala-i-Martin 1995, p.26). Caso as economias diverjam em seus parâmetros fundamentais (poupança, crescimento demográfico e taxa de depreciação do capital físico), a taxa de crescimento do produto será função da diferença entre os níveis realizados de produto e os níveis do *steady state* (daqui em diante SS). Este último conceito é conhecido como convergência condicional. Apesar das taxas de crescimento variarem com a distância do ponto de SS, dado um conjunto de parâmetros fundamentais, este ponto será único.

A inclusão do capital humano nos modelos neoclássicos de crescimento, de maneira a capturar elementos empiricamente significantes, torna múltiplos os equilíbrios de *steady state*. Como foi demonstrado por Galor (1996), a existência de mais de um ponto de equilíbrio sustenta a hipótese de *club convergence*, ou seja, uma polarização entre as rendas *per capita*. A determinação do pólo para o qual a economia converge depende, além de seus parâmetros fundamentais, de suas condições iniciais.

A discussão sobre a unicidade e a convergência de níveis de renda *per capita* entre economias sugere a extensão da abordagem para estados de um mesmo país.<sup>3</sup> A hipótese sobre os mesmos parâmetros fundamentais é plausível, podendo ser feita a análise sobre o papel das dotações iniciais de capital humano na determinação do ponto de SS, em torno do qual a economia gravitará.

## 3 - MODELO TEÓRICO E EMPÍRICO

Para estudar as relações entre taxas de crescimento de longo prazo e capital humano, partir-se-á de uma função de produção agregada. Diferentemente de Lau *et.al.*, a tecnologia é determinada endogenamente pelos níveis de capital humano:

$$Y_t = K_t^\alpha [A_t(H_t)L_t]^\beta \quad (1)$$

onde : Y = produto; A = parâmetro tecnológico; H = capital humano; K = capital físico; L = trabalho;  $\alpha, \beta$  = elasticidade do produto em relação ao capital físico e ao trabalho, respectivamente; t = sub-índice indicando a contemporaneidade das variáveis;

---

<sup>3</sup> Para Galor (1996), a inclusão da difusão tecnológica ao modelo neoclássico leva à hipótese de convergência condicional no longo prazo. Porém a transição para este equilíbrio é feita de forma não monotônica, evidenciando o *club convergence* no médio prazo.

Adotou-se um postulado sobre o fator poupador de progresso tecnológico que permite falar sobre o “nível” ou “índice” de tecnologia. Especificamente, supondo que o progresso é Harrod neutro em todos os pontos, pode-se afirmar que ele é puramente trabalho intensivo.<sup>4</sup>

Linearizando (1) e definindo  $y_t = \log Y_t$ ,  $k_t = \log K_t$ ,  $a_t = \log A_t$  e  $l_t = \log L_t$ , tem-se que:

$$y_t = \alpha k_t + \beta a_t + \beta l_t \quad (2)$$

Diferenciando a equação (2) em relação ao tempo tem-se a taxa de crescimento do produto em função das taxas de crescimento dos insumos e do progresso tecnológico:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + \beta \frac{\dot{a}}{a} + \beta \frac{\dot{l}}{l} \quad (3)$$

O crescimento do progresso tecnológico é definido, seguindo Romer (1990), como dependente do nível de capital humano. A produção doméstica de tecnologia, de acordo com Benhabib e Spiegel (1994), é dependente do atraso tecnológico com relação a uma dada economia líder. Essa variável é ainda ponderada pelo nível de capital humano, determinando a capacidade de romper com este atraso através da absorção de tecnologia. Esse processo é descrito pela equação (4):

$$\frac{\dot{a}}{a} = gh_t + m \left[ h \left( \frac{A_{max}}{A_t} \right) \right] \quad (4)$$

onde:  $h$  = nível de capital humano;  $g$ ,  $m$  = elasticidades;  $A_{max}/A_t$  = atraso tecnológico;

O progresso tecnológico do tipo trabalho intensivo não altera qualitativamente os sistemas dinâmicos dos modelos de crescimento neoclássicos, portanto as condições que confirmam a hipótese de *club convergence* permanecem inalteradas. Porém a inclusão da difusão tecnológica transforma um sistema caracterizado por equilíbrios de SS múltiplos e estáveis em outro caracterizado por um equilíbrio único e globalmente estável, segundo Galor (1996). Mesmo com esta unicidade a convergência pode ser precedida (no médio prazo) por um tipo de polarização nos níveis de renda *per capita*.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> O progresso técnico Harrod neutro não é poupador de mão-de-obra nem de capital exclusivamente, e sim um índice de produtividade geral, pois a relação K/L não se altera quando a economia se encontra no SS.

<sup>5</sup> Como usual, as taxas de crescimento de SS para a renda *per capita* e a relação capital-

Além de se adotar um conceito mais amplo de capital, também não há restrições tanto a retornos de escala quanto a produtividade marginal decrescente, rompendo portanto com as condições de Inada.

Para desenvolver o trabalho econométrico precisa-se operacionalizar o modelo matemático para dados discretos. A taxa de variação definida no tempo contínuo é então substituída pela diferença dos logs relativos aos anos de 1995 e 1970. O Método de estimação é *cross section*, assumindo portanto que os diversos pontos em que se encontram os Estados brasileiros podem ser interpretados como pertencentes a uma mesma economia em pontos diferentes da função de produção.

Calculando a primeira diferença entre os tempos 0 e T e incluindo um termo erro ( $\varepsilon_t$ ) para proceder a estimação, tem-se:

$$\log Y_{iT} - \log Y_{i0} = [\log A_{iT}(H_{iT}) - \log A_{i0}(H_{i0})] + \alpha(\log K_{iT} - \log K_{i0}) + \beta(\log L_{iT} - \log L_{i0}) + \varepsilon_{iT} \quad (5)$$

O crescimento da produtividade total (Eq. 6) dependente de dois fatores: o nível de capital humano, refletindo em inovações tecnológicas internas; o outro, um termo onde interação capital humano e defasagem tecnológica entre a economia analisada e uma economia líder, visando captar o efeito do “catch-up”:

$$[\log A_{iT}(H_{iT}) - \log A_{i0}(H_{i0})]_i = g \log(H_{i0}) + m \log[H_{i0}(y_{i0} \div y_{0max})] \quad (6)$$

onde  $g \log(H_{i0})$  = progresso tecnológico autônomo;  $m \log [H_{i0}(y_{i0} \div y_{0max})]$  = difusão tecnológica externa;  $i$  = sub-índice indicando variáveis do  $i$ -ésimo Estado. Combinando (6) e (5) tem-se:

$$\log Y_{iT} - \log Y_{i0} = \{g \log(H_{i0}) + m \log[H_{i0}(y_{i0} \div y_{0max})]\} + \alpha(\log K_{iT} - \log K_{i0}) + \beta(\log L_{iT} - \log L_{i0}) + (\log \varepsilon_{iT} - \log \varepsilon_{i0}) \quad (7)$$

#### 4 - DADOS ESTATÍSTICOS E RESULTADOS EMPÍRICOS

A principal dificuldade encontrada para a estimação da equação (7) se encontra na coerência interna dos dados do PIB por estado. Originalmente esses seriam disponíveis apenas para os anos censitários,<sup>6</sup> porém Kaznar (1996), fornece estimativas para os anos se 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995.

A estimativa da PEA obtidos através do IBGE (1995) apresenta proble-

trabalho de cada economia devem se igualar à taxa de crescimento da tecnologia, i.e.  $\gamma_{K/I} = \gamma_a = \gamma$ .

<sup>6</sup> Poder-se-ia utilizar as estimativas feitas por organizações estaduais de estatística, porém acredita-se que não há coerência metodológica entre os vários institutos.

mas, pois os critérios de identificação do “indivíduo economicamente ativo” são questionáveis. Esta dificuldade é superada utilizando a variação da PEA, que fornece uma medida adequada da variação da população envolvida na produção de bens e serviços. Estimativas do nível de capital físico utilizado, desagregado por estado, não são disponíveis. Será utilizado portanto uma *proxy*, tentando relacionar consumo de energia elétrica industrial ao estoque de capital físico. Essa formulação tem a vantagem de já se encontrar ajustada conforme o nível de utilização de tal estoque (dados do Ministério das Minas e Energia).

O nível de capital humano é dado pelo logaritmo da média dos anos de escolaridade da população maior que 14 anos. O motivo da escolha por tal *proxy* encontra-se no trabalho de Benhabib e Spiegel (1994), que compararam a robustez de diversas variáveis numa análise cross-section de 148 países. São elas: matrículas no primeiro e segundo graus, índice de analfabetismo, valor absoluto e o logaritmo dos anos de escolaridade médio da PEA. A última medida mostra-se a mais robusta em relação a amostra.

Para quantificar o hiato tecnológico será utilizado um índice de atraso dos estados brasileiros com relação ao estado líder em tecnologia, São Paulo. A diferença nos níveis de renda *per capita* é utilizada como *proxy* do atraso tecnológico.<sup>7</sup>

O método utilizado para a estimação da regressão é o de Mínimo Quadrado Ordinário (OLS), tendo como referência o período de 1970 a 95. A análise feita é do tipo *cross-section*, tendo como amostras as taxas de crescimento das variáveis contempladas no modelo e os níveis iniciais de capital humano e atraso tecnológico. Mato Grosso do Sul e Tocantins foram excluídos da amostra por ainda não existirem em 1970 e o Distrito Federal por apresentar uma renda *per capita* maior que a do estado líder. A exclusão do último não parece interferir na estimativa pelas peculiaridades do DF, que apresenta como principal fonte de renda a prestação de serviços ao Governo Federal. Os resultados da regressão aparecem na Tabela 1.

Tabela 1 – Elasticidade estimada para os fatores de produção

Variável	Elasticidade estimada	Valor da estatística <i>t</i>
K	0,1670	2,01
L	0,8654	3,84
H	1,0969	5,73
( $H(y_i/y_{max})$ )	-0,7428	5,99

Fonte: Tabela 3 do Apêndice.

<sup>7</sup> A utilização deste tipo de *proxy* para tecnologia pode ser questionada, porém é bem conhecida pelo nome de “produtividade aparente” e seguidamente utilizada na literatura como por exemplo em Benhabib e Spiegel (1994).



Como a regressão não tem intercepto, o algoritmo utilizado pelo MFIT 3.22 não permite o cálculo do coeficiente de determinação ( $R^2$ ). O teste de significância conjunta (F) da regressão é aprovado ao nível de 10%. A análise *cross-section* geralmente apresenta problemas de heterocedasticidade, porém esta hipótese é rejeitada para o modelo ao nível de 10%.

Os resultados são interessantes, pois o insumo capital humano apresenta elasticidade maior do que 1, justificando políticas de investimento em educação. Todos os coeficientes têm sinais como esperados e são estatisticamente diferentes de zero. A hipótese de difusão tecnológica é confirmada pelo sinal e pela magnitude de seu coeficiente, levando ao questionamento se, no período estudado, houve convergência entre as rendas *per capita* dos estados brasileiros.

Para proceder uma estimativa da velocidade de convergência será utilizada a equação (8), que se baseia em Barro & Sala-i-Martin (1995, p. 387).

$$\gamma_y = a - \log y_0 [1 - \exp - \beta(t_1 - t_0)] \quad (8)$$

onde:  $\gamma_y$  = taxa de crescimento anual média da renda *per capita*;  $a$  = intercepto;  $y_0$  = renda *per capita* inicial;  $\beta$  = velocidade de convergência.

O Estado do Piauí e o ex-território de Rondônia foram retirados da amostra por se encontrarem fora do intervalo formado pela média mais (ou menos) dois desvios-padrão. Os estados do Mato Grosso do Sul e Tocantins também foram excluídos por não existirem em 1970.

A velocidade de convergência estimada foi de 1,2% ao ano, com uma estatística  $t$  de 2,19. Como esta convergência se dá de maneira assintótica, uma medida para comparar velocidades de convergência é a redução pela metade das diferenças. O tempo médio estimado para essa redução entre os Estados brasileiros é de 57 anos. Uma das principais críticas sofridas por este tipo de análise é justamente sobre a longevidade destas diferenças.

## 5 - CONCLUSÕES

Os resultados mostram-se consistentes com pesquisas anteriores. Não é possível uma comparação direta com o trabalho de Lau, *et. al.*, devido às diferenças nas definições das variáveis. Para proceder esta comparação é necessário que se tenha o incremento das variáveis observadas. A variação anual média do capital humano entre 1970 a 1980 segundo Lau *et. al.*, foi de 0,134 ao ano, enquanto a variação das rendas *per capita* é de 0,053. Multiplicando-se o coeficiente estimado por eles pela variação relativa entre capital humano e renda tem-se a elasticidade do produto com relação ao capital humano no modelo de Lau, *et. al.*, cujo valor é 1,21. A elasticidade estimada no modelo não é estatisticamente diferente dessa ao nível de significância de 5%.

O resultado mais interessante, porém, é o coeficiente negativo encontrado no termo que representa o hiato tecnológico. Este coeficiente permite inferir que: a) as taxas de crescimento podem diferir entre os Estados por um longo período devido a diferenças nos níveis de capital humano; b) um Estado que está abaixo do nível de tecnologia do Estado líder, mas apresenta um nível maior de capital humano, irá alcançá-lo e eventualmente ultrapassá-lo em um período finito de tempo; c) esta liderança será mantida enquanto houver vantagem em capital humano.

A análise feita a partir dos dados disponíveis apresenta, contudo, algumas restrições, tal como a suposição de uma mesma função de produção agregada para todos os estados.<sup>8</sup> Uma forma de contornar este problema seria a estimação, através de *Panel Data*, das funções de produção, captando assim as peculiaridades dos Estados quando produtores agrícolas, extrativistas etc. Esta abordagem permite estimar os efeitos de políticas públicas tal como o incentivo à formação de capital humano.

## BIBLIOGRAFIA

- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*. New York. McGraw Hill, 539 p, 1995.
- BENHABIB, J. & SPIEGEL, M. The Hole of Human Capital in Economic development, Evidence from Aggregate Cross-country Data. *Journal of Monetary Economics*, v. 34, p. 143-173, 1994.
- GALOR, O., Convergence? Inferences from Theoretical Models. *Economic Journal*, v. 106, p. 1056-1069, 1996.
- IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-, *Anuário Estatístico do Brasil*, Rio de Janeiro, IBGE, 1971.
- IBGE, *Anuário Estatístico do Brasil*, Rio de Janeiro, IBGE, 1996.
- KAZNAR, J. *Programa de Estudos de Estados e Municípios*, mimeo, Rio de Janeiro, FGV, 1996.
- LAU, L. ; JAMINSON, D.; LIU, S. & RIVKIN, S. Education and Economic Growth. Some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 41, p. 45-70, 1993.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n.1, p. 3-42, jul 1988.
- ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v.98, n.5, p.S71-S101, 1990.
- SOLOW, R. A contribution of the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p.65-94, 1956.

---

<sup>8</sup> A utilização deste tipo de análise para países em desenvolvimento - em tempos de liberalização do comércio internacional - tem a importância de mostrar a capacidade de se absorver tecnologia dos novos mercados globais.

## APÊNDICE

Tabela 2 - Dados estatísticos

Estados	Y <sub>1970</sub>	Y <sub>1995</sub>	K <sub>1970</sub>	K <sub>1995</sub>	L <sub>1970</sub>	L <sub>1995</sub>	Ed <sub>1970</sub>
Rondônia	34	1,393	465	72,000	33,903	356,589	2.00
Acre	42	673	150	14,000	13,068	130,680	2.00
Amazonas	227	6,245	21,258	630,000	269,333	743,443	2.01
Roraima	6	673	667	8,000	11,466	80,853	2.62
Pará	363	6,341	39,074	6,327,000	620,315	1,220,490	2.22
Amapá	37	432	7,823	103,000	29,104	116,699	2.73
Maranhão	272	5,716	15,578	5,919,000	973,160	2,380,132	1.00
Piauí	121	1,873	5,186	90,000	484,666	1,181,076	0.92
Ceará	476	7,542	105,551	1,299,000	1,255,440	2,938,653	1.20
R.G. do Norte	177	3,170	32,059	608,000	410,111	1,094,371	1.36
Paraíba	235	3,122	70,002	530,000	675,409	1,434,348	1.13
Pernambuco	962	12,994	548,981	1,751,000	1,504,803	3,201,471	1.80
Alagoas	225	3,218	71,902	1,810,000	482,574	1,126,524	1.04
Sergipe	143	1,969	47,644	695,000	265,582	711,523	1.25
Bahia	1,256	20,665	567,972	6,665,000	2,301,697	5,707,278	1.40
Minas Gerais	2,734	60,045	3,625,783	21,041,000	3,460,615	7,561,265	2.47
Espírito Santo	389	9,641	192,777	2,820,000	457,787	1,309,371	2.47
R. de Janeiro	5,506	60,574	2,303,695	9,727,000	2,916,114	6,115,102	4.98
São Paulo	13,023	172,209	9,794,908	40,029,000	6,372,842	16,147,364	4.04
Paraná	1,794	27,381	662,478	5,355,000	2,276,754	4,388,849	2.37
Sta Catarina	885	14,699	417,531	4,198,000	882,229	2,473,320	3.18
R. G. do Sul	2,841	30,407	736,348	5,672,000	2,268,935	4,910,875	3.85
Mato Grosso	360	2,930	44,472	400,000	494,503	909,420	2.05
Goiás	501	10,040	24,065	1,538,000	866,685	2,068,351	1.92
D. Federal	418	6,293	2,312	216,000	178,311	816,996	5.09

Fontes: Para Y, Kaznar (1996); para K e L, IBGE (1971,1995); para Ed, IBGE (1971).

Tabela 3 - Variáveis utilizadas na regressão

Estados	$y_t - y_0$	$K_t - K_0$	$l_t - l_0$	$\text{Log } H_0$	$H_{10}$ ( $y_t/y_{\max}$ )	$\text{Log}$ [ $H_0(y_t/y_{\max})$ ]	$\gamma_y$	$\log y_0$
Rondônia	3.7129	5.0424	2.3531	0.6931	0.4916	-0.7101	1.3597	-6.9048
Acre	2.7741	4.5362	2.3026	0.6931	1.5755	0.4546	0.4714	-5.7402
Amazonas	3.3146	3.3890	1.0153	0.6981	0.4131	-0.8839	2.2992	-7.0787
Roraima	4.7200	2.4844	1.9532	0.9632	0.2565	-1.3606	2.7667	-7.5553
Pará	2.8604	5.0871	0.6768	0.7975	0.2869	-1.2488	2.1836	-7.443
Amapá	2.4575	2.5777	1.3887	1.0043	0.6232	-0.4729	1.0687	-6.6677
Maranhão	3.0452	5.9401	0.8944	0.0000	0.1370	-1.9877	2.1508	-8.1825
Piauí	2.7395	2.8538	0.8907	-0.8338	0.1224	-2.1006	1.8487	-8.2954
Ceará	2.7628	2.5102	0.8505	0.1823	0.1859	-1.6828	1.9123	-7.8775
R.G. Norte	2.8853	2.9426	0.9815	0.3075	0.2116	-1.5532	1.9038	-7.7480
Paraíba	2.5866	2.0244	0.7531	0.1222	0.1706	-1.7687	1.8934	-7.9634
Pernambuco	2.6032	1.1599	0.7549	0.5878	0.3134	-1.1604	1.8482	-7.3551
Alagoas	2.6604	3.2258	0.8478	0.3922	0.2286	-1.4760	1.8126	-7.6707
Sergipe	2.6224	2.6802	0.9855	0.2231	0.2639	-1.3320	1.6369	-7.5268
Bahia	2.8005	2.4626	0.9081	0.3365	0.2675	-1.3187	1.8924	-7.513
M. Gerais	3.0893	1.7584	0.7816	0.9042	0.3873	-0.9486	2.3077	-7.1434
Espírito Santo	3.2102	2.6830	1.0509	0.9042	0.4165	-0.8758	2.1593	-7.070
R.de Janeiro	2.3980	1.4404	0.7405	1.6054	0.9256	-0.7736	1.6575	-6.2721
São Paulo	2.5820	1.4077	0.9297	1.3962	1.0017	0.1722	1.6522	-6.193
Paraná	2.7254	2.0898	0.6563	0.8629	0.3863	-0.9513	2.0690	-7.146
Sta Catarina	2.8099	2.3080	1.0309	1.1569	0.4917	-0.7098	1.7790	-6.9046
R.G. do Sul	2.3705	2.0416	0.7721	1.3481	0.6138	-0.4881	1.5983	-6.682
Mato Grosso	2.0967	2.1966	0.6093	0.7178	0.3569	-1.0304	0.2356	-7.2252
Goiás	2.9977	4.1575	0.8698	0.6523	0.2834	-1.2610	1.4873	-7.4558
Dist. Federal	2.7117	4.5372	1.5221	1.6273	1.1491	0.1390	2.1278	-6.0558

Fontes: Tabela 1

Tabela 4 - Resultados da regressão<sup>9</sup>

Var independente	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística T	P-Value
$\log L$	0.8654	0.2252	3.8428	0.001
$\log K$	0.1670	0.0829	2.0152	0.058
$\log H_0$	1.0969	0.1912	5.7344	0.000
$\log[H_0(y_t/y_{\max})]$	-0.7428	0.1238	-5.9981	0.000

Tabela 5 - Testes de hipótese

Teste	Tipo do teste	Estatística	P-Value
Significância conjunta	F	2.7414	0.070
Forma Funcional	Qui-quadrado	2.2044	0.138
Normalidade dos resid.	Qui-quadrado	12.5967	0.002
Heterocedasticidade	Qui-quadrado	2.7593	0.097

<sup>9</sup> Resultados obtidos através do Software MFIT 3.22.