

Crescimento Econômico e Convergência de Renda nos Estados Brasileiros: Uma Análise a partir dos Grandes Setores da Economia

Airton Lopes Amorim

- Economista pela Universidade Federal de Viçosa;
- Mestrando do curso de Desenvolvimento Econômico e Políticas Públicas do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa.

Paulo Roberto Scalco

- Economista pela Universidade de Passo Fundo;
- Mestrando do curso de Desenvolvimento Econômico e Políticas Públicas do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa.

Marcelo José Braga

- Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa;
- Professor Adjunto no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa.

Resumo

O estudo verifica se as funções de produção dos modelos de crescimento de Solow simples e aumentado explicariam o padrão de renda *per capita* dos Estados brasileiros de uma forma agregada e para os setores Agropecuária, Indústria e Serviços, no período de 1980 a 2000. Posteriormente, verifica a existência e a velocidade de convergência para os Estados brasileiros e para os setores nesse mesmo período. O modelo parte de uma função de produção neoclássica padrão, em que evidencia a hipótese de convergência tanto de forma geral como para os setores. Por meio dessa desagregação, verifica a adequação da Função de Produção Neoclássica de Crescimento para descrever a diferença no PIB *per capita* dos diversos setores da economia, para os 27 Estados brasileiros, e o padrão de convergência desses setores. O modelo que mais se ajustou aos dados foi o de crescimento de Solow aumentado, embora pareça que a função do tipo Cobb-Douglas não seja apropriada para descrever a produção nos setores. Verifica a existência de convergência absoluta para o caso geral e para os setores Indústria e Serviços. No caso da convergência condicional, apenas o setor Indústria apresenta tendência à convergência.

Palavras-chave:

Modelo de crescimento; Convergência absoluta e condicional; Crescimento econômico.

1 – INTRODUÇÃO

Um dos principais problemas da sociedade brasileira é a grande desigualdade no padrão de vida entre os seus Estados, fato que pode ser confirmado pela grande diferença no nível de renda *per capita* destes. Os teóricos do crescimento econômico relacionam a desigualdade de renda *per capita* entre os países e regiões com a diferença na acumulação do capital físico e humano, diferença na produtividade dos fatores, diferenças quanto aos aspectos geográficos, culturais, institucionais, entre outros fatores (SNOWDON; VANE, 2005; BARRO, 1991).

Até os anos de 1970, a Teoria Neoclássica do Crescimento Econômico, atribuída a Solow (1956) e Saw (1956), Cass (1965) e Kopmans (1965), era a principal estrutura teórica para explicar o crescimento econômico e o padrão de vida dos países e regiões. Solow considerou uma função de produção neoclássica padrão, com dois fatores de produção, capital e trabalho, sujeita a retornos positivos, mas decrescentes para os fatores. Assumindo a taxa de poupança e de crescimento populacional como exógenas, ele mostrou que essas duas variáveis determinam o nível de renda *per capita* de longo prazo. Uma vez que as taxas de poupança e de crescimento populacional variam entre os países, diferentes países atingiriam diferentes estados estacionários. O modelo de Solow indicava que a poupança teria efeito positivo sobre o crescimento econômico, enquanto o crescimento populacional teria efeito negativo sobre ele. Dessa forma, quanto maior a taxa de poupança, mais rico o país, e quanto maior a taxa de crescimento populacional, mais pobre.

Na década de 1980, com a retomada do interesse por pesquisas sobre crescimento econômico, surgiu a chamada Nova Teoria do Crescimento, impulsionada por Romer (1986) e Lucas (1988). Esses autores incorporaram outras variáveis na função de produção econômica. Lucas (1988) incluiu o capital humano como variável explicativa na função de produção, sob a hipótese de que a exclusão dessa variável superestimaria a magnitude do efeito da acumulação de capital físico sobre o crescimento. Dessa maneira, o processo de crescimento seria determinado pela acumulação de capital físico e hu-

mano, juntamente com a produção de conhecimento criado por pesquisa e desenvolvimento.

Um assunto controverso que está relacionado ao tema crescimento é a convergência de renda entre os países, Estados ou regiões. A propriedade de convergência, no modelo de Solow, surge da suposição de retornos decrescentes dos fatores de produção. De acordo com essa suposição, países com dotação maior de capital tenderiam a ter retornos menores para esse fator do que os países com menor dotação desse fator. Assim, haveria tendência de os países pobres crescerem mais rapidamente e diminuir a diferença no nível de renda em relação aos países mais ricos. Barro e Sala-i-Martin (2004) afirmam que é importante conhecer a velocidade de convergência da dinâmica transacional do crescimento econômico. Se a convergência for rápida, pode-se focar no comportamento do estado estacionário, porque as economias tenderiam naturalmente para esse valor. Ao contrário, se a convergência for baixa, as economias deveriam estar longe do seu estado estacionário e, daí, sua experiência de crescimento deve ser dominada por sua dinâmica transacional.

Contudo, uma questão tornou-se fonte de discussão neste trabalho. Até o presente momento, quase todos os trabalhos teóricos e empíricos sobre a dinâmica do crescimento partiram do pressuposto de uma função de produção agregada para toda a economia; com isso, supõe-se que a dinâmica do crescimento entre todos os setores da economia seria a mesma. Neste artigo, trabalha-se com a idéia desenvolvida no trabalho de Uzawa (1963), ou seja, com mais de um setor, assumindo que esses setores utilizam funções de produção diferentes. Assim, supõe-se que os setores de Agropecuária e Serviços são mais intensivos em mão-de-obra, e o setor Indústria, mais intensivo em capital.

O presente trabalho tem como objetivo verificar se as funções de produção utilizadas no chamado modelo de Solow simples ou aumentado seriam consistentes com o padrão de renda *per capita* dos Estados brasileiros, isto é, se elas explicariam essa diferença de renda *per capita* e, posteriormente, testar a hipótese da convergência de renda entre esses Estados, tendo como base o período

de 1980-2000, desagregando o PIB dos grandes setores da economia, ou seja, Agropecuária, Indústria e Serviços. Essa desagregação teve duplo intuito. Primeiramente, verificar se a Função de Produção Neoclássica de Crescimento descreve de forma apropriada a diferença no PIB *per capita* dos diversos setores da economia, para os 27 Estados brasileiros. Em segundo lugar, verificar o padrão de convergência desses setores, ou seja, verificar qual deles tenderia a convergir, e sua velocidade.

Para isso, este artigo foi dividido em seis seções, além da introdução. A próxima seção apresenta o modelo de crescimento de Solow e o modelo de crescimento de Solow aumentado; a terceira seção descreve os procedimentos metodológicos utilizados no trabalho; a quarta seção descreve e caracteriza a amostra de dados; na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados; por fim, são feitas algumas considerações conclusivas.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 – Modelo de Crescimento de Solow

Solow (1956) desenvolveu seu modelo de crescimento econômico assumindo que a taxa de poupança, o crescimento populacional e o progresso tecnológico eram variáveis exógenas. No modelo há dois fatores de produção, capital e trabalho, que são remunerados segundo sua produtividade marginal. Ele assumiu uma função de produção neoclássica do tipo Cobb-Douglas para representar o produto da economia. Assim, a produção no tempo t é dada por:

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

em que:

Y = produto real;

K = estoque de capital;

L = insumo trabalho; e

$A(t)$ = medida da tecnologia (isto é, a forma como os insumos podem ser transformados em produtos).

A função Cobb-Douglas satisfaz as propriedades de uma função neoclássica, a saber:

1. A função de produção:

$$F: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+, F(0) = 0, F(\infty) = \infty$$

2. Os produtos marginais dos fatores de produção são positivos, mas crescem a taxas decrescentes;

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0; \quad \frac{\partial F}{\partial L} > 0 \quad \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0; \quad \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$$

3. A função de produção exibe retornos constantes de escala, ou seja, é homogênea de grau um:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L) \quad \forall \lambda > 0$$

4. A função de produção deve respeitar as condições de INADA (BARRO; SALA-i-MARTIN, 2004, p. 26);

$$\lim_{k \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial K} = \infty; \quad \lim_{L \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial L} = \infty; \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial K} = 0; \quad \lim_{L \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial L} = 0$$

L e A crescem exogenamente a taxas n e g , respectivamente.

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (2)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (3)$$

O modelo assume que uma fração constante do produto, s , é investida. Definindo k como o estoque de capital por unidade de trabalho efetiva, $k = K/AL$, e y como o nível de produto por unidade de trabalho efetiva, $y = Y/AL$, a evolução de k é dada por:

$$\begin{aligned} \dot{k}(t) &= sy(t) - (n + g + \delta)k(t) \\ &= sk(t)^\alpha - (n + g + \delta)k(t) \end{aligned} \quad (4)$$

em que:

n = taxa de crescimento populacional;

g = taxa de progresso tecnológico; e

δ = taxa de depreciação.

No estado estacionário, todas as variáveis *per capita* crescem a taxa zero, ou seja, os níveis de capital físico convergem para um nível constante k^* . Esse valor é definido por:

$$k^* = \left[\frac{s}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)}} \quad (5)$$

O produto por trabalhador efetivo também convergirá para um nível y^* :

$$y^* = \left[\frac{s}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{\alpha}{(1-\alpha)}} \quad (6)$$

A razão capital por trabalhador e o produto por trabalhador do estado estacionário são relacionados positivamente com a taxa de poupança e negativamente com a taxa de crescimento populacional.

2.2 – Modelo de Crescimento de Solow Aumentado

Mankiw *et al.* (1992) retomam o trabalho realizado por Solow em 1956 sobre crescimento econômico. Incluindo a variável capital humano na função de produção neoclássica, eles tentam mostrar possíveis problemas de estimação ao se omitir essa variável. A inclusão do capital humano, segundo os autores, pode alterar a modelagem teórica e empírica da análise de crescimento econômico. Lucas (1988) assume que, embora os retornos para o capital físico sejam decrescentes, quando o capital humano é mantido constante, o retorno para ambos os capitais, físico e humano, é constante.

Os autores desenvolvem seu modelo assumindo a função de produção neoclássica padrão¹:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (7)$$

em que:

¹ A função de produção deve satisfazer as condições apresentadas anteriormente.

H = estoque de capital humano,

S_k = fração da renda investida em capital físico; e

S_h = fração do investimento em capital humano.

A evolução da economia é determinada por:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (8)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \quad (9)$$

em que $y=Y/AL$, $k=K/AL$ e $h=H/AL$ são quantidades efetivas por trabalhador.

Assumindo que $\alpha + \beta < 1$, as equações (9) e (10) implicam que a economia converge para seu estado estacionário definido por:

$$k^* = \left[\frac{S_k^{1-\beta} S_h^\beta}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}} \quad (10)$$

$$h^* = \left[\frac{S_k^\alpha S_h^{1-\alpha}}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}} \quad (11)$$

O modelo aumentado de Solow apresenta convergência das variáveis para um estado estacionário. O produto de estado estacionário é dado por:

$$y^* = \left[\frac{1}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{\alpha+\beta}{(1-\alpha-\beta)}} * \left[S_k^\alpha S_h^\beta \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (12)$$

Isso ocorre porque os fatores de produção possuem rendimentos decrescentes e retornos constantes de escala na função de produção ($\alpha + \beta = 1$). De acordo com Barro (1989), nos modelos de crescimento com retornos decrescentes, como os de Solow e Ramsey-Cass-Koopmans, a taxa de crescimento *per capita* entre os países tende a ser inversamente relacionada ao nível de renda *per capita* inicial. Assim, países ricos e pobres tenderiam a convergir em termos de renda *per capita*.

3 – CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS

Para testar as hipóteses aventadas no trabalho, utilizaram-se os procedimentos padrões, ou seja, análise econométrica dos modelos citados. Para verificação da convergência, foram usados os modelos de convergência absoluta e condicional. Apesar de controverso, esse método foi utilizado em vários trabalhos anteriores, de forma que podemos comparar nossos resultados com os de trabalhos já realizados neste sentido.

O trabalho econométrico consiste em estimar os parâmetros de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas para o caso geral e para cada um dos setores da economia, especificada inicialmente pela equação (1). Substituindo a equação (5) nessa função de produção e tirando os logaritmos de ambos os lados, observa-se que a renda *per capita* no estado estacionário é representada pela seguinte equação:

$$\ln[Y(t)/L(t)] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \quad (13)$$

O que se pretende investigar neste trabalho é se a renda real *per capita* é maior em Estados com alta taxa de poupança e baixa em Estados com altos valores de crescimento populacional. Seguindo o trabalho de Mankiw *et al.* (1992), assume-se que g e δ são constantes entre os Estados e os setores e o termo $A(0)$ não reflete somente progresso tecnológico, mas também a dotação de recursos, clima, instituições, entre outros; portanto, pode ser diferente para os Estados. Dessa forma, podemos simplificar a equação (6) como se segue:

$$\ln[Y/L] = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \varepsilon \quad (14)$$

O modelo (14) passa a ser linear nos logs das variáveis. Além disso, os parâmetros a serem estimados serão elasticidades parciais do produto em relação a seus insumos e podem confirmar o tipo de retorno de escala associado à função de produção. Essa equação é nossa primeira especificação empírica básica.

Posteriormente, substituindo as equações (11) e (12) na função de produção dada por (8) e tomando os logaritmos de ambos os lados, tem-se uma equação para renda *per capita* dada por:

$$\ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (15)$$

Esta equação mostra como a renda *per capita* depende do crescimento populacional e da acumulação de capital físico e humano.

Uma forma alternativa de expressar o papel do capital humano na determinação da renda é utilizar o nível de capital humano de estado estacionário, ou seja, h^* , assim, tem-se a equação:

$$\ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (16)$$

Esta equação é nossa segunda especificação empírica básica.

3.1 – Convergência Absoluta

A hipótese da convergência absoluta afirma que, se considerarmos um grupo de países, todos com acesso à mesma tecnologia, possuindo a mesma taxa de crescimento populacional (n) e a mesma taxa de propensão a poupar (s), mas diferindo, somente, em termos de razão capital/trabalho inicial, k , pode-se esperar que todos os países irão convergir para o mesmo nível de renda de estado estacionário.

Uma forma de analisar o debate sobre a convergência é associar o nível inicial de renda *per capita* estadual com o aumento da renda *per capita* ao longo do tempo. Para o modelo neoclássico, se todos os Estados estão convergindo para o mesmo nível de renda *per capita*, uma relação negativa deveria ser observada entre o crescimento da renda *per capita* ao longo do tempo e o nível inicial de renda *per capita*. Dessa forma, a convergência absoluta da renda *per capita* ocorre.

A equação para estimar a convergência absoluta, de acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), é:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln\left[\frac{Y(t)}{Y(0)}\right] = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{(1-e^{-vt})}{T}\right] \ln Y(0) \quad (17)$$

O problema consiste em estimar esse modelo pelo método de MQO para a amostra *cross-section* dos Estados brasileiros e verificar sua significância.

3.2 – Convergência Condicional

Segundo Mankiw *et al.* (1992), o modelo de Solow não prevê convergência absoluta; ele prevê somente que a renda *per capita* em um dado país converge para seu valor de estado estacionário. Em outras palavras, o modelo de Solow prevê convergência somente após controlar os determinantes do estado estacionário – esse fenômeno é chamado de convergência condicional.

O modelo empírico utilizado neste artigo segue as contribuições de Mankiw *et al.* (1992) e Barro e Sala-i-Martin (2004). Considerando y^* o nível de renda *per capita* de estado estacionário e $y(t)$ o valor atual da renda *per capita* no tempo t , a velocidade de convergência para o estado estacionário é dada por:

$$\frac{d\ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (18)$$

em que $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$ é a taxa de convergência.

O modelo sugere uma regressão natural para estudar a taxa de convergência. Resolvendo a equação diferencial (16), tem-se:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0)) \quad (19)$$

em que $y(0)$ é a renda *per capita* em alguma data inicial. Subtraindo $\ln(y(0))$ de ambos os lados da equação (17), tem-se:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (20)$$

Finalmente, substituindo para y^* , resulta:

$$\ln\left[\frac{y(t)}{y(0)}\right] = (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (21)$$

Assim, no modelo de Solow aumentado, a taxa de crescimento da renda é uma função dos determinantes últimos do estado estacionário e do nível inicial de renda. O problema consiste, então, em estimar os parâmetros do modelo através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários para a amostra de *cross-section* dos Estados brasileiros e verificar a significância deles.

4 – BASE DE DADOS

As variáveis utilizadas nos modelos são descritas a seguir. Todas elas foram coletadas para os anos de 1980 e 2000.

$Y(t)$ – Produto interno bruto estadual – O PIB total (agregado)² e setorial (desagregado) dos Estados brasileiros foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA; os valores são apresentados em milhares de R\$ de 2000, deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional.

$K(t)$ – Estoque de capital físico da economia – Utilizou-se como *proxy* para o estoque de capital físico o consumo de energia elétrica (mWh) de cada Estado brasileiro, dado que não existem séries históricas de investimentos desagregadas por Estados nem por setores no Brasil. Os dados foram obtidos pelo IPEADATA e classificados da seguinte forma: consumo de energia elétrica total, utilizada como *proxy* para o estoque de Capital Total dos Estados; consumo de energia elétrica industrial, utilizada como *proxy* para estoque de capital da Indústria; consumo de energia elétrica comercial, utilizada como *proxy* para o estoque de capital do setor de Serviços; e consumo de energia elétrica, outros, como *proxy* para estoque de capital da Agropecuária. Segundo Oliveira (2006), a variável consumo de energia elétrica é bastante usada em trabalhos sobre crescimento (MARQUETTI; BERNI; HICKMAN, 2002) e tem a vantagem de já estar ajustada conforme o nível de utilização do estoque, evitando erros de superestimação do estoque de capital físico.

2 Neste trabalho entende-se por PIB geral ou agregado a soma do PIB do setor da Agropecuária, Indústria e Serviço. O PIB desagregado é o PIB de cada setor tomado individualmente.

L(t) – Força de trabalho – Para representar a força de trabalho, utilizou-se a população ocupada como *proxy*, uma vez que essa variável é apresentada de forma desagregada para cada setor da economia. Assim, sob a hipótese do modelo de longo prazo de pleno emprego da economia, pode-se considerar que $y=Y/L$ é válida também para $y_i = Y_i/L_i$; portanto, pode-se calcular a taxa de crescimento da POC total, da Agropecuária, Indústria e Serviços, para o período de 1980 e 2000.

H(t) – Estoque de capital humano da economia – Para captar o estoque de capital humano total (agregado) e entre cada setor da economia (desagregado), obteve-se através da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, os anos de escolaridade dos trabalhadores ocupados em 2000, tanto total (agregado) como para cada setor (desagregado); dessa forma, puderam ser calculados os anos de escolaridade média dos trabalhadores para a economia como um todo, Agropecuária, Indústria e Serviços.

5 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos por meio dos modelos descritos na seção anterior. Procurou-se verificar a qualidade do ajustamento dos modelos de Solow simples e aumentado tanto para o PIB geral dos Estados quanto para os três setores da economia: Agropecuária, Indústria e Serviços. Posteriormente, verificou-se a existência e a velocidade de convergência para os Estados brasileiros e os setores da economia. A estimação foi feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários, através de regressões lineares para uma amostra *cross-section* dos Estados brasileiros entre os períodos de 1980 e 2000.

A equação (14) para o modelo de crescimento de Solow simples foi calculada tanto sem a imposição de restrição quanto com a imposição da restrição de que os coeficientes relacionados a $\ln(s)$ e $\ln(n+g+\delta)$ têm a mesma magnitude e sinais opostos³. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

3 Seguindo o trabalho de Mankiw et al. (1992), assumimos que $(g+\delta) = 0,05$.

Tabela 1 – Função de Produção do Modelo de Crescimento Econômico de Solow Simples para os Estados Brasileiros no Ano de 2000

Variável dependente: Ln (PIB <i>per capita</i> em 2000)				
Amostra:	Geral	Agropecuária	Indústria	Serviços
Observações:	27	26	27	27
Constante	2,98 (1,25)	7,34 (3,25)**	8,42 (12,58)**	7,29 (4,63)**
ln(elet.00)	0,25 (3,18)**	0,08 (0,52)	0,12 (2,96)**	0,12 (1,89)**
ln(n+g+δ)	1,23 (1,85)**	0,05 (0,19)	0,004 (0,03)	0,56 (1,11)
R ² ajustado	0,24	-0,07	0,21	0,07
p-value(F-estat.)	0,0135	0,8666	0,0223	0,1531
Regressão Modelo Restrito				
Constante	7,64 (10,20)**	8,00 (5,25)**	8,86 (18,83)**	9,14 (12,54)**
ln(elet00)- ln(n+g+δ)	0,13 (2,32)**	0,04 (0,36)	0,10 (2,85)**	0,09 (1,50)
R ² ajustado	0,14	-0,03	0,21	0,04
P.value(F-estat.)	0,0284	0,7217	0,0085	0,1449
Teste de restrição				
p-value	0,05	0,68	0,36	0,20
α implicado	0,12	0,04	0,09	0,08

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * valor das estatísticas t's entre parênteses.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Pode-se observar que os coeficientes relacionados a $\ln(\text{elet}00)$ e $\ln(n+g+\delta)$ da função de produção geral (ou agregada) foram estatisticamente significativos. Apesar de significativo, o coeficiente relacionado a $\ln(n+g+\delta)$ não apresentou o sinal como esperado *a priori*, indicando que o crescimento populacional afetaria de forma positiva a renda *per capita* de estado estacionário, contrariando a hipótese do modelo de Solow. Ainda para a equação geral, a hipótese de restrição imposta, de que os coeficientes $\ln(\text{elet}00)$ e $\ln(n+g+\delta)$ são iguais em magnitude e opostos em sinais, foi rejeitada. Além disso, pode-se verificar que a variável (elet00) e a taxa de crescimento populacional explicam uma pequena parte, cerca de 24%, das variações da renda *per capita*, na amostra analisada.

As demais funções de produção para o PIB dos três setores da economia mostram que a variável $\ln(n+g+\delta)$ não foi significativa em nenhum dos modelos, além de não apresentar o sinal esperado. Quanto à variável $\ln(\text{elet00})$, apenas o setor Indústria apresentou valor estatisticamente significativo para essa variável. Dessa forma, verifica-se que, para nossa amostra de dados, a função de produção do tipo Cobb-Douglas parece não representar bem alguns setores da economia.

O modelo restrito indicou que a restrição imposta foi estatisticamente significativa apenas para os modelos desagregados da economia. Portanto, para os três setores da economia – Agropecuária, Indústria e Serviços – os coeficientes $\ln(\text{ele00})$ e $\ln(n+g+\delta)$ são iguais em magnitude e opostos em sinais. O α implicado para esses setores foi de 0,04; 0,09 e 0,08, respectivamente, confirmando uma das hipóteses aventadas pelo artigo, de que os setores teriam participação diferente quanto ao capital e trabalho. Ele indica que os setores Indústria e Serviços seriam mais intensivos em capital, e o setor Agropecuário, mais intensivo em trabalho.

A Tabela 2 apresenta os resultados para o modelo de crescimento de Solow aumentado, ou seja, o logaritmo da renda *per capita* de 2000 em relação a $\ln(\text{elet00})$, $\ln(n+g+\delta)$ e $\ln(\text{escol.})$, geral e por setor.

A variável escolaridade foi significativa em todas as equações. Para o modelo geral os coeficientes relacionados a $\ln(\text{ele00})$, $\ln(n+g+\delta)$ e $\ln(\text{escol.})$ foram todos significativos e apresentaram sinal como esperado *a priori*, exceto $\ln(n+g+\delta)$. Essas três variáveis conjuntamente, explicam pouco da variação da renda *per capita* dos Estados brasileiros para o período: apenas 38%. Entretanto, ao compararmos esse modelo com o de Solow simples, verificou-se que o de Solow aumentado apresentou qualidade de ajuste superior ao modelo anterior, o que pode ser verificado pelo coeficiente de determinação, R^2 ajustado.

O modelo restrito, para o caso geral, apresentou apenas o coeficiente relacionado a $\ln(\text{elet00})$ - $\ln(n+g+\delta)$ estatisticamente significativo. Através do teste de restrição, pode-se concluir que o modelo restrito rejeita a hipótese nula de que os três parâmetros $\ln(\text{elet00})$, $\ln(n+g+\delta)$ e $\ln(\text{escol.})$ são estatisticamente iguais a zero.

O modelo restrito, para os setores, apresentou apenas o coeficiente relacionado $\ln(\text{elet00})$ - $\ln(n+g+\delta)$ estatisticamente significativo. Por meio do teste de restrição, pode-se concluir que o modelo restrito rejeita a hipótese nula de que os três parâmetros $\ln(\text{elet00})$, $\ln(n+g+\delta)$ e $\ln(\text{escol.})$ são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 2 – Função de Produção do Modelo de Crescimento Econômico Solow Aumentado para os Estados Brasileiros no ano 2000

Variável dependente: Ln (PIB <i>per capita</i> em 2000)				
Amostra	Geral	Agropecuária	Indústria	Serviços [†]
Observações:	27	26	27	27
Constante	-2,25 (-0,75)	4,20 (1,95)***	6,83 (5,32)**	6,59 (1,36)
$\ln(\text{elet.00})$	0,22 (3,20)**	0,09 (0,73)	0,10 (2,54)**	-0,22 (-1,31)
$\ln(n+g+\delta)$	0,94 (1,55)	-0,04 (-0,19)	-0,21 (-1,08)	-0,19 (-0,37)
$\ln(\text{escol.})$	2,87 (2,53)**	2,08 (3,17)**	1,12 (1,44)	3,02 (1,32)
R^2 ajustado	0,38	0,23	0,24	0,99
p-value(F-estat.)	0,0026	0,0300	0,0235	0,2429
Regressão Modelo Restrito				
Constante	7,31 (6,91)	8,75 (4,76)	8,73 (16,62)	8,99 (11,47)
$\ln(\text{elet00})$ - $\ln(n+g+\delta)$	0,15 (1,92)***	-0,01 (-0,12)	0,12 (2,76)**	0,11 (1,59)
$\ln(\text{escol.})$ - $\ln(n+g+\delta)$	-0,33 (-0,46)	0,23 (0,74)	-0,10 (-0,58)	-0,30 (-0,57)
R^2 ajustado	0,11	-0,05	0,19	0,02
P.value(F-estat.)	0,0858	0,7162	0,0285	0,2991
Teste de restrição				
p-value	0,01	0,11	0,97	0,45
α implicado	-0,01	-0,02	0,12	0,14
β implicado	0,49	0,19	-0,10	-0,38

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * valor das estatísticas t's entre parênteses.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

[†] Regressão realizada através de MQG para correção de heterocedasticidade.

Para o setor Agropecuária, apesar de os sinais apresentarem-se como esperado *a priori*, apenas a variável $\ln(\text{escol.})$ foi estatisticamente significativa. O modelo, embora significativo, também representa muito pouco da variação da renda *per capita* entre os Estados: apenas 23%. Através da restrição imposta, verifica-se que a soma dos três parâmetros é estatisticamente igual a zero, porém o modelo parece inadequado para representar o setor, uma vez que nenhuma variável foi estatisticamente significativa nem o modelo como um todo.

No caso da Indústria, todas as variáveis são estatisticamente significativas, mas o modelo também explica pouco das variações da renda *per capita* do setor para os Estados: 24%. Como mencionado anteriormente, o modelo aumentado apresentou melhor ajustamento em comparação ao modelo simples. O teste de restrição indica que a soma dos três parâmetros é estatisticamente igual a zero e, embora tenha pouco poder de explicação, o modelo apresenta boa adequação com a amostra de dados.

Para o setor de Serviços, por sua vez, nenhuma das variáveis foi estatisticamente significativa, porém seu coeficiente de determinação apresentou valor alto, indicando que o modelo pode enfrentar forte problema de multicolinearidade. Para o modelo restrito, o teste de significância indicou que não se pode rejeitar a hipótese de que a soma dos coeficientes é nula; contudo, o modelo restrito, assim como o irrestrito, não apresenta bom ajustamento aos dados da amostra.

Apesar de os modelos não apresentarem significativo poder de explicação da variação da renda *per capita* para os Estados, tanto no caso geral como no caso desagregado, o modelo aumentado de Solow apresenta qualidade de ajustamento superior à do modelo simples. Portanto, de acordo com Mankiw *et al.* (1992), verifica-se que, para os Estados brasileiros, a exclusão da variável referente ao capital humano, do modelo, gera uma deficiência neste.

A Tabela 3 apresenta o teste de convergência absoluta, o teste para convergência de renda *per capita* entre o período de 1980-2000. O modelo de regressão em questão apresenta a taxa de mudança da renda *per capita* entre 1980 e 2000, tendo como

variável explicativa o nível inicial de renda *per capita* em 1980. Para o caso geral, o coeficiente do nível de renda *per capita* inicial foi estatisticamente significativo e apresentou o sinal como esperado *a priori*. Dessa forma, verificou-se que há tendência de convergência do nível de renda *per capita* geral para os Estados brasileiros. A taxa de convergência foi 0,4%, o que significa que a economia brasileira demoraria aproximadamente 75 anos para atingir a metade do nível de renda do estado estacionário.

Para a Agropecuária, o coeficiente não foi estatisticamente significativo, assim como o modelo, indicando que não haveria tendência de convergência no nível de renda *per capita* para os Estados brasileiros para esse setor. Entretanto, os setores Indústria e Serviços apresentaram tendência de convergência; em ambos os casos, os coeficientes relacionados à variável $\ln(\text{PIBper80})$ foram estatisticamente significativos. Para Indústria e Serviços, a taxa de convergência foi de 2,2% e 0,8%, respectivamente, indicando um índice de meia-vida de convergência de 31,5 anos para a Indústria e 86 anos para o setor de Serviços.

É interessante comparar esse resultado com os obtidos por outros autores, como, por exemplo, Azzoni (2000). Esse autor calculou a convergência para os Estados brasileiros do modelo agregado para o período de 1939-1995 e encontrou uma velocidade de convergência de 0,68%, com índice de meia-vida de 102 anos.

Na Tabela 4, tem-se o modelo de regressão para a convergência condicional; nesse caso, a convergência depende do ponto de partida, ou seja, os Estados e os setores crescerão mais rápido quanto mais distantes estiverem do estado estacionário. Neste modelo, foram acrescentadas as variáveis consumo de eletricidade em 2000 (elet00), taxa de crescimento populacional (n) e a *proxy* para o estoque de capital humano (escol.), todas na forma de logaritmo, a fim de verificar se a inclusão destas variáveis influenciaria a velocidade de convergência.

Podemos observar, então, que para o modelo geral o acréscimo das variáveis mencionadas anteriormente tornou o coeficiente referente a

ln(PIBper80) estatisticamente não-significativo, indicando, portanto, que não haveria tendência a convergência dos Estados para o estado estacionário. Essa mesma observação pode ser feita para o caso da Agropecuária e Serviços, em que também não há tendência de convergência dos setores para um estado estacionário.

Tabela 3 – Teste de Convergência Absoluta de Renda *per capita* para os Estados Brasileiros no Período de 1980-2000

Variável dependente: Ln(PIB <i>per capita</i> em 2000 / PIB <i>per capita</i> em 1980)				
Amostra:	Geral	Agropecuária	Indústria	Serviços
Observações:	27	27	27	27
Constante	0,76 (1,65)	0,55 (0,54)	3,60 (2,59)**	1,66 (2,56)**
ln(PIBper80)	-0,07 (-1,49)	-0,12 (-1,16)	-0,35 (-2,60)**	-0,15 (-2,38)**
R ² ajustado	0,04	0,01	0,18	0,15
p-value(F-estat.)	0,1464	0,2540	0,0151	0,0251
λ implicado	0,004	0,006	0,022	0,008

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * valor das estatísticas t's entre parênteses.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Por outro lado, para o caso da Indústria, o modelo indica que há convergência condicional, embora os coeficientes relacionados a ln(n+g+δ), ln(elet.00) e ln(escol.) não tenham sido estatisticamente significativos para explicar a taxa de crescimento da renda *per capita*. A velocidade de convergência dada pelo λ implicado foi de 2,15%, resultando num índice de meia-vida de 32 anos. Nota-se, nesse caso, que não houve mudança significativa da taxa de velocidade de convergência do modelo absoluto para o modelo condicional, mesmo com a variável eletricidade sendo significativa.

Quanto à convergência condicional, é interessante comparar esse resultado com os obtidos por outros autores. Pôde-se verificar que apenas o setor Indústria tende a convergir para seu estado estacionário; com velocidade de convergência de 2,1%, ele atingiria um índice de meia-vida em 32 anos, o que parece ser um período razoável de tempo. Azzoni

(2000), calculando a velocidade de convergência condicional para os Estados brasileiros no período de 1939-1995, observou que ela foi de 1,29%, com índice de meia-vida de 54 anos.

A Tabela 5, por sua vez, apresenta as estimativas da equação (21), impondo a restrição de que os coeficientes relacionados a ln(n+g+δ), ln(elet.00) e ln(escol.) somam zero. Verifica-se que essa restrição não foi rejeitada, com exceção da variável ln(escol.) para o setor Agropecuário, e que a imposição desta restrição causou pouco efeito sobre os coeficientes, permanecendo apenas o do setor da Indústria estatisticamente significativo.

Tabela 4 – Teste de Convergência Condicional de Renda *per capita* para os Estados Brasileiros no Período de 1980-2000 (modelo aumentado)

Variável dependente: Ln (PIB <i>per capita</i> em 2000 / PIB <i>per capita</i> em 1980)				
Amostra:	Geral	Agropecuária	Indústria [†]	Serviços
Observações:	27	26	27	27
Constante	1,13 (1,30)	-2,88 (-2,11)**	5,10 (4,65)**	0,71 (0,47)
ln(PIBper80)	-0,040 (-0,71)	-0,06 (-0,55)	-0,35 (-2,77)**	-0,08 (-1,06)
ln(elet.00)	-0,04 (-1,68)	0,20 (2,98)**	-0,13 (-2,35)**	-0,07 (-2,54)**
ln(n+g+δ)	-0,59 (-3,02)**	-0,11 (-1,02)	-0,10 (-0,72)	-0,17 (-0,95)
ln(escol.)	0,58 (1,67)	0,15 (0,38)	0,49 (0,85)	0,71 (0,97)
R ² ajustado	0,31	0,26	0,77	0,30
p-value(F-estat.)	0,0137	0,0333	0,0000	0,0168
λ implicado	0,0020	0,0031	0,0215	0,0042

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * valor das estatísticas t's entre parênteses.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

[†] Regressão realizada através de MQG para correção de heterocedasticidade.

Tabela 5 – Teste de Convergência Condicional de Renda *per capita* para os Estados Brasileiros no Período de 1980 a 2000 (modelo restrito)

Variável dependente: Ln (PIB <i>per capita</i> em 2000 - PIB <i>per capita</i> em 1980)				
Amostra:	Geral	Agropecuária	Indústria [†]	Serviços
Observações:	27	26	27	27
Constante	1,03 (2,64)**	-2,80 (-2,10)**	5,32 (5,54)**	1,53 (2,64)**
ln(PIBper80)	-0,04 (-1,00)	-0,02 (-0,29)	-0,33 (-2,83)**	-0,05 (-0,89)
ln(elet00)- ln(n+g+δ)	-0,04 (-1,99)***	0,19 (2,97)**	-0,12 (-2,36)**	-0,07 (-2,83)**
ln(escol.)- ln(n+g+δ)	0,62 (3,55)**	-0,06 (-0,47)	0,24 (1,70)***	0,29 (1,65)
R ² ajustado	0,34	0,28	0,78	0,32
p-value(F- estat.)	0,0050	0,0156	0,0000	0,0000
λ implicado	0,0020	0,0010	0,0200	0,0026
α implicado	0,0570	0,7018	0,1734	0,1708
β implicado	0,8853	0,2236	0,3479	0,7064

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * valor das estatísticas t's entre parênteses.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

[†] Regressão realizada através de MQG para correção de heterocedasticidade.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pôde-se observar que a função de produção que mais se adequou aos dados foi a do modelo de crescimento de Solow aumentado. Embora não explique muito da variação da renda *per capita* de 2000, tanto para o caso geral como para os setores da economia, a variável escolaridade (*proxy* para o capital humano), incluída como variável explicativa, foi significativa para todos os modelos, indicando que a exclusão dessa variável da função de produção traria problemas para estimação dos parâmetros.

No que diz respeito à convergência, verificou-se que há tendência à convergência absoluta da renda *per capita* para o caso geral e para os setores da Indústria e Serviços. O padrão dessa convergência difere muito entre esses dois setores. No caso geral, a velocidade

foi de 0,4%, com índice de meia-vida de 75 anos, para o período de 1980 a 2000. De acordo com os resultados, parece que a Indústria tem uma velocidade de convergência muito maior do que o setor de Serviços; dessa forma, atingiria índice de meia-vida cerca de três vezes mais rápido do que aquele setor.

Outra conclusão interessante diz respeito à capacidade de a função de produção do tipo Cobb-Douglas ser uma boa estimativa para a função de produção dos setores da Agropecuária, Indústria e Serviços. Apesar de não serem muito representativos, nossos resultados levantam dúvida quanto à agregação do PIB dos setores, de forma que talvez essa agregação seja abrangente demais para a economia.

Abstract

The objective of this study is to verify if simple and increased Solow's growth model production functions would explain the pattern of Brazilian State per capita income in aggregate way and for Agricultural, Industry and Services sectors, in the period from 1980 to 2000. Later on, the existence and the convergence speed for the Brazilian states and for the sectors were verified in the same period. The model started from a standard neoclassical production function, in which evidences the convergence hypothesis generally and in sectors. By sector desegregations, it verifies the adaptation of the neoclassical production function of growth to describe the difference in per capita GDP of the diversified economic sectors, for 27 Brazilian states, and the convergence pattern of the sectors. The best fitted model to the data was the increased Solow growth, although it seems that the Cobb-Douglas type function is not satisfactory to describe the sector production. The existence of absolute convergence was verified for the general case and for the Industry and Services sectors. In the case of the conditional convergence, just the Industry sector presented convergence trend.

Key-words:

Growth model; Absolute and conditional convergence; Economic growth.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, Alemanha, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, [s. l.], v. 106, p. 407-443, may 1991.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, J. **Economic growth**. 2. ed. Cambridge: The MIT Press, 1999. 539 p.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Estatísticas e Sociais**. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br>>. Acesso em: 15 mai. 2008.

IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 mai. 2008.

IPEA. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 15 mai. 2008.

JONES, C. I. Growth and ideas. *In*: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (eds.). **Handbook of Economic Growth**. v.1B. [S. l.: s. n.], 2005. 900 p.

LUCAS JÚNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economic**, [S. l.], v. 22, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, [S. l.], v. 107, p. 407-437, may. 1992.

OLIVEIRA, V. H. **Crescimento econômico e equidade social nos municípios do Ceará**: uma evidência empírica entre 1991 e 2000. Fortaleza: IPECE, 2006 (Texto para discussão do IPECE, 32).

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 2001. 651p.

ROMER, P. M. Human capital and growth: theory and evidence. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper, n. 3173, nov. 1989.

_____. The origins of endogenous growth. **Journal of Economic Perspectives**, [S. l.], v. 8, n. 1, p. 3-22, 1994.

SNOWDON, B.; VANE, H. **Modern macroeconomics: it's origins, development and current state**. [S. l.]: New Ed edition, 2005.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, [S. l.], v. 70, p. 65-94, 1956.

UZAWA, H. On a two-sector model of economic growth II. **Review of Economic Studies**, [S. l.], n. 2, p. 105-118, jun. 1963.

Recebido para publicação em 10.05.2006.