

Nº 255

**CONVERGÊNCIA ENTRE A RENDA PER-CAPITA DOS
ESTADOS BRASILEIROS**

Roberto G. Ellery Jr
Pedro Cavalcanti G. Ferreira

Janeiro de 1995

CONVERGÊNCIA ENTRE A RENDA PER-CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS

**Roberto G. Ellery Jr.
Pedro Cavalcanti G. Ferreira¹**

1. Introdução

Uma das principais previsões do modelo de crescimento neoclássico (Cass (1965), Koopmans (1965)) é que os níveis de renda dos diferentes países devem convergir no longo prazo. Por trás desta previsão de convergência está a hipótese de retornos decrescentes do capital, que implica que a taxa de retorno do capital caia com o aumento do estoque de capital. Desta forma países com renda baixa e capital escasso seriam países com alto retorno, o que levaria a altos investimentos e aceleração do crescimento.

Países mais pobres tenderiam a crescer mais rápido também porque podem adquirir tecnologia já "pronta" sem precisar repetir todo o longo custoso processo de pesquisa e desenvolvimento. Desta forma, adotando tecnologia de ponta, estes países se aproximariam da fronteira tecnológica e diminuiriam a distância entre eles e os países ricos.

A hipótese de convergência vem despertando polêmica há bastante tempo. Baumol (1986) usa uma amostra de 16 países hoje desenvolvidos para mostrar a existência de convergência entre eles. Entretanto, De Long (1988) mostra que este resultado ocorre devido a um viés de seleção, uma vez que Baumol escolhe, por problema de dados,

¹Os autores agradecem os comentários dos professores Afonso Arinos M. F. Neto, Aloisio Pessoa Araújo, Carlos Lavale, João Victor Issler, Maria Cecilia Bastos Marques e Renato Fragelli Cardoso; também agradecem aos participantes dos seminários da disciplina de Economia Avançada II, do Grupo de Macro da PUC/EPGE/IPEA e do Congresso Anual da SBE. Agradecemos a CAPES e ao CNPQ pelo apoio financeiro. Qualquer erro remanescente é de inteira responsabilidade dos autores.

países ricos que de fato já haviam convergido em 1970. Quando sua amostra é ampliada para incluir países em situação econômica semelhante, em 1870, aos "hoje ricos" seu resultado não se sustenta e não há mais convergência. Entretanto Baumol e Wolff (1988) mostram que de fato não há convergência generalizada, mas convergência entre um grupo homogêneo de países. OECD por exemplo.

As novas teorias de crescimento (e.g., Romer (1986) e Rebelo (1991)) abandonam a hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital e passam a trabalhar com retornos constantes. Neste caso, não há mais previsão de convergência entre países (ou regiões) e países atrasados não tenderiam a crescer mais rápido. Esta, de fato, parece ser a evidência que se retira dos dados quando se examina amostras que incluem grande número de países.

Entretanto, como já foi dito acima, parece haver indícios de convergência entre grupos homogêneos de países. Em uma série de artigos Barro e Sala-i-Martin (1990 A e B) examinam evidências de convergência entre os estados americanos e também entre regiões da Europa, concluindo que há convergência nestes casos. Isto é, mostram que ocorre tanto uma queda da dispersão da renda *per-capita* como a existência de rendimentos decrescentes do capital.

Neste trabalho busca-se verificar a existência ou não de convergência entre os estados brasileiros. Para tanto serão usados critérios alternativos para medir convergência. Adicionalmente, será medida a velocidade deste fenômeno. Barro e Sala-i-Martin(1992) mostram que para os E.U.A. os estados se aproximam a uma taxa extremamente lenta, que implica por exemplo que os estados americanos mais atrasados levarão cerca de 35 anos para reduzir à metade a distância que os separa dos estados ricos. Será mostrado que, também para o caso brasileiro, a velocidade de convergência é bastante lenta. Isto implica que, se por um lado há uma tendência dos estados mais pobres reduzirem o "gap" que os separa dos estados ricos, por outro lado nossos resultados mostram que levará mais de 40 anos, *ceteris paribus*, para que esta

distância caia à metade. Isto obviamente, tem claras consequências de políticas econômicas.

2. O Modelo

O Modelo aqui apresentado será similar ao modelo neoclássico de crescimento, desenvolvido por Ramsey (1928) e, posteriormente por Cass (1965), fazendo-se, apenas, algumas modificações devidas a Barro e Sala-i-Martin (1992 B).

As hipóteses aqui utilizadas são as de uma função de produção do tipo $y = f(k) = Ak^\alpha$, uma função de utilidade do tipo coeficiente de substituição constante, que quando é igual a um leva a uma utilidade do tipo logarítmica².

Uma outra importante característica do modelo é o fato de considerar isoladamente o efeito do aumento da produtividade marginal do trabalho do aumento da população. Ou seja, o modelo considera um parâmetro para o crescimento da referida produtividade x e outro para taxa de crescimento da população n . Nestes termos existem dois conceitos para produto.

O primeiro é referente a população considerando o efeito do aumento da produtividade do trabalho que é similar ao efeito do crescimento da população, ou seja, considera-se o produto por unidades de eficiência. O outro está ligado ao tradicional conceito de produto dividido pela população (produto *per-capita*), este tem a vantagem de ser facilmente disponível para medições empíricas, que é o que vai ser feito neste trabalho.

O desenvolvimento do modelo nas próximas páginas visa obter uma equação relacionando a taxa de crescimento de uma certa economia com a sua renda inicial, e também obter a expressão do parâmetro que vai dar a velocidade de convergência

²A este respeito, bem como a respeito das características gerais do modelo, ver: BLANCHARD, Olivier J. & FISCHER, Stanley; Lectures on Macroeconomics. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1989.

para o *steady-state*. Para atingir este objetivo serão encontradas as condições de primeira ordem do problema proposto e o comportamento no *steady-state*. Para obter a equação e o parâmetro desejados será feita uma linearização³ em torno dos valores de *steady-state*.

Em seguida será obtida uma equação em tempo contínuo, forçando a uma terceira etapa que terá como objetivo passar a equação para tempo discreto. Finalmente esta expressão será usada para estimar o parâmetro que governa a velocidade de convergência para o *steady-state*.

O modelo parte de um consumidor representativo que maximiza o fluxo de utilidade descontado escolhendo consumo (c) sujeito a restrição que investimento em unidades eficientes ($\dot{\hat{k}} = \hat{k} - (\delta + x + n)\hat{k}$) é dado pela diferença entre produto e consumo por unidade eficiente. Isto é, o agente resolve:

$$\begin{aligned} & \text{Max} \int_0^{\infty} \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{(\rho-n)t} dt \\ & \text{s.a. } \dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (\delta + x + n)\hat{k} \quad (1) \end{aligned}$$

Onde uma letra minúscula significa que a variável está em níveis *per-capita* e uma letra minúscula com um acento circunflexo indica que a variável está em termos de unidade de eficiência, isto é, considera-se a produtividade do trabalho. Como já foi dito, supõe-se que a força de trabalho cresce a uma taxa n enquanto a produtividade do trabalho cresce a uma taxa x . No modelo tem-se ainda uma taxa de depreciação que é representada por δ .

³Ver Apêndice.

logo:

$$H = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda \left[f'(\hat{k}) - \dot{c} - (\delta + x + n) \hat{k} \right]$$

gerando as seguintes condições de primeira ordem:

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = (\delta + x + \rho) - f'(\hat{k}) \quad (2)$$

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \left[f'(\hat{k}) - (\delta + \rho) \right] \quad (3)$$

No *steady-state* a taxa de crescimento do consumo por unidades de eficiência é igual a zero, o que implica que a taxa de crescimento do consumo *per-capita* é igual a x .

$$x = \frac{1}{\theta} \left[f'(\hat{k}^*) - \delta - \rho \right] \Rightarrow f'(\hat{k}^*) = \delta + \rho + \theta x \quad (4)$$

E da condição de transversalidade: $\rho > n + (1-\theta)x$

O passo seguinte é realizar uma log-linearização em torno dos valores de *steady-state*, como forma de obter uma equação para o produto em função do tempo, e de β , o coeficiente teórico de convergência para o *steady-state*. Isto envolve uma álgebra tediosa que está apresentada no Apêndice.

Neste é mostrado que a economia converge a uma taxa β , o que permite escrever a seguinte equação:

$$\log[\hat{y}(t)] = \log[\hat{y}(0)]e^{-\beta t} + \log(\hat{y}^*)(1 - e^{-\beta t})$$

onde:

$$2\beta = \left\{ \Psi^2 + \frac{4(1-\alpha)}{\theta} (\delta + \rho + \theta x) \times \left[\frac{\delta + \rho + \theta x}{\alpha} - (\delta + x + n) \right] \right\}^{1/2} - \Psi$$

$$\text{e } \Psi = \rho - n - (1-\theta)x$$

O próximo passo é a passagem da equação em \hat{y} (unidades de eficiência) para uma equação dependente de y (que está em termos *per-capita*), já que esta é a variável de interesse.

Note que por definição:

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{\hat{y}(T)}{\hat{y}(0)} \right] = \frac{1}{T} \log \left[\frac{y(T)e^{xT}}{y(0)} \right] = \frac{1}{T} \log \left[\frac{y(T)}{y(0)} \right] - x \quad (5)$$

Porém, da equação A5 do apêndice, tem-se que:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \log \left[\frac{\hat{y}(T)}{\hat{y}(0)} \right] &= \frac{1}{T} \left[\log(\hat{y}(0)) e^{-\beta T} + \log(\hat{y}^*)(1 - e^{-\beta T}) - \log(\hat{y}(0)) \right] = \\ &= \frac{1}{T} (1 - e^{-\beta T}) \log \left[\frac{\hat{y}^*}{\hat{y}(0)} \right] \quad (6) \end{aligned}$$

Igualando as duas equações obtém-se:

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{y(T)}{y(0)} \right] = x + \frac{1}{T} (1 - e^{-\beta T}) \log \left[\frac{\hat{y}^*}{y(0)} \right] \quad (7)$$

O último passo será a mudança para tempo discreto, para isto basta considerar a equação (7) aplicada para um período de tempo. Posteriormente é aplicada uma componente de choques estocásticos. O que permitirá obter:

$$\log \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) = a - (1 - e^{-\beta}) [\log(y_{t-1}) - x(t-1)] + \mu_t \quad (8), \quad \text{onde } a \text{ é uma}$$

constante que depende dos parâmetros.

A partir das equações (7) e (8), pode-se observar que a taxa de crescimento entre o período t_0 e t_0+T , para cada estado é dada por:

$$\frac{1}{T} \times \text{Log} \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = B - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \times \text{Log}(y_{i,t_0}) + \mu_i \quad (9)$$

$$\text{onde: } 2\beta = \left\{ \Psi^2 + 4 \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta x) \times \left[\frac{\rho + \delta + \theta x}{\alpha} - (n + \delta + x) \right] \right\}^{1/2} - \Psi$$

B é uma constante e $\Psi = \rho - n - (1-\theta)x > 0$, da condição de transversalidade

Desta forma, desconsiderando a componente estocástica, a derivada da taxa de crescimento de cada estado $\left[\frac{1}{T} \times \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) \right]$, em função do logaritmo do PIB *per-capita* inicial será igual a $-\left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right)$.

O que mostra que um valor positivo para β levará a uma relação inversa entre taxa de crescimento e PIB *per-capita* inicial. Tal relação implicará que os estados mais pobres crescerão mais rapidamente levando a uma equalização entre os valores dos PIB's *per-capita* de todos os estados. A esta equalização dá-se o nome de β -convergência.

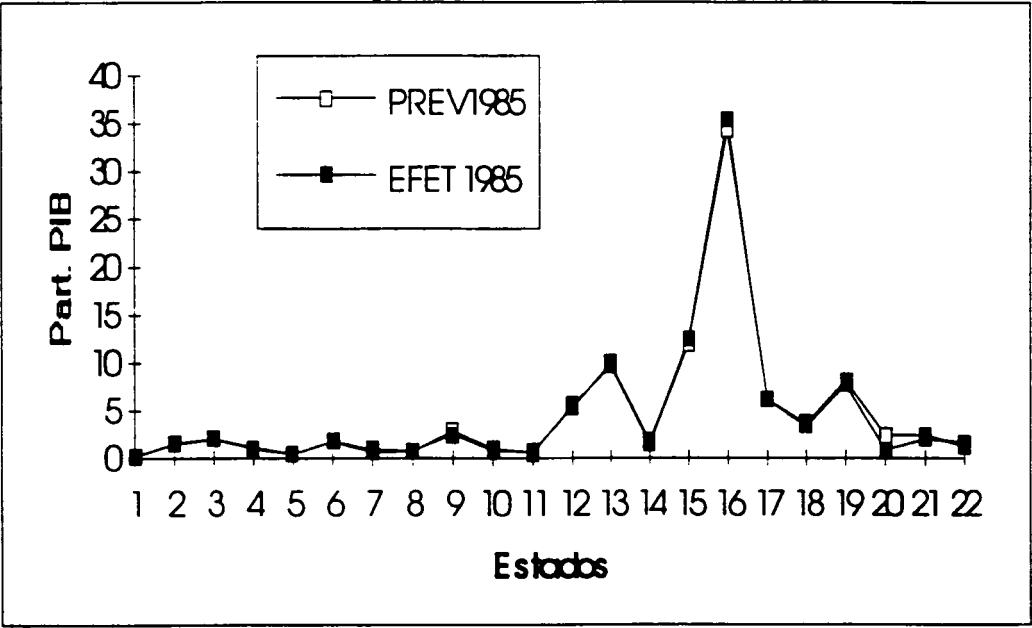
3. Construção da Base de Dados

O primeiro problema encontrado para a elaboração da base de dados a ser usada residiu no fato de os dados para PIB's estaduais só estarem disponíveis para o período passado entre os anos de 1970 a 1985, um intervalo de tempo pequeno para o objetivo. Desta forma foi desenvolvido um método para a estimação dos PIB's estaduais para o ano de 1990.

A metodologia usada para fazer esta estimação consiste em observar a participação de cada estado na arrecadação total de ICMS nos anos de 1985 e 1990. depois calcular a taxa de crescimento desta participação para cada um dos estados. De posse desta taxa aplica-se a taxa para o PIB de 1985 encontrando, assim, uma estimativa para o PIB de cada estado para o ano de 1990. Note que é feita a hipótese (forte) de que existe uma correspondência entre as taxas de crescimento das participações no PIB e no ICMS. para cada um dos estados.

Para verificar a eficiência desta metodologia foi feito um teste para o crescimento do PIB de cada estado para os anos de 1980 e 1985, obtendo-se resultados bastantes satisfatórios. Como pode ser visto no gráfico abaixo.⁴

FIGURA 1
PARTICIPAÇÃO DOS ESTADOS NO PIB



⁴Os problemas que podem ocorrer neste tipo de previsão estão relacionados com o fato das variáveis estarem sendo consideradas em nível. Caso consideradas em diferenças não mais se observa a grande correlação entre ICMS e PIB, o que caracteriza um caso de regressão espúria. Como modo de tentar resolver este problema foram feitas estimações utilizando-se de VAR (Vector Auto Regression) nas primeiras diferenças de PIB, ICMS e gastos com energia elétrica. porém as estimativas não foram consistentes com o que se observa entre os estados o que nos levou a deixar de lado estas técnicas e optar pela que está sendo apresentada, apesar das deficiências que esta possa apresentar.

O gráfico mostra que existe diferença significativa entre a participação prevista e a esperada apenas para São Paulo⁵, onde o previsto está abaixo do efetivo, e para Brasília, onde observa-se fenômeno inverso. Nos demais estados existe uma quase igualdade entre os valores previstos e os esperados.

Uma vez de posse das participações dos diversos estados no PIB, é possível obter o valor do PIB *per-capita* de cada um deles. Para isto é necessário multiplicar o valor do PIB brasileiro em cada ano pela participação de cada estado, obtendo desta forma o PIB de cada um dos estados.

O próximo passo foi obter a população de cada estado nos anos de interesse (1970, 1975, 1980, 1985 e 1990). Para os quatro primeiros anos bastou buscar o valor no Anuário do IBGE. O ano de 1990 exigiu um pouco mais de trabalho, pois os dados só estavam disponíveis para 1991, o problema foi resolvido via decomposição da taxa de crescimento entre 1985 e 1991.

Uma vez com a base de dados pronta resolveu-se usar uma outra base para efeito de comparação de resultados. Para este fim foi considerada a estimativa da participação dos estados no PIB no ano de 1990 feita pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE)⁶, e depois foi aplicada a mesma metodologia acima descrita para obter o PIB *per-capita* dos estados.

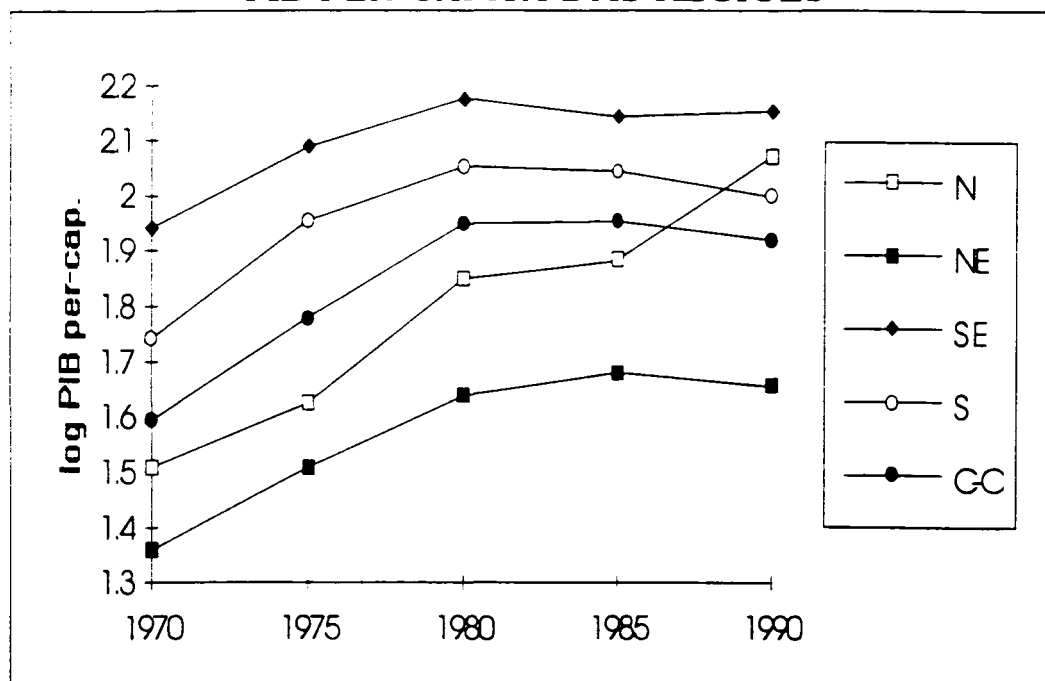
3.1. Índícios de Convergência a Partir da Base de Dados.

Antes de passar para as regressões é interessante observar como se comportam os PIB's estaduais no período em questão. Serão examinados inicialmente os PIB's das regiões. Através do comportamento destes PIB's será possível compreender o comportamento dos PIB's estaduais nos períodos considerados.

⁵Ver o número de cada estado na base de dados.

⁶O PIB dos Estados Brasileiros: Maria Cecília Prates Rodrigues; Conjuntura Econômica, Dezembro de 1993

FIGURA 2
PIB *PER-CAPITA* DAS REGIÕES



O gráfico acima mostra que aparentemente existe uma tendência de convergência entre a renda *per-capita* das regiões do Brasil, uma vez que nota-se uma clara aproximação entre as regiões Norte, Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Mais adiante será visto possíveis problemas relacionados a região Norte, embora existam indicações que o método usado para estimar o PIB de 1990 superestime a renda de alguns estados desta região. Isto explicaria o estranho comportamento do PIB *per-capita* desta região entre os anos de 1985 e 1990.

Quanto a região Nordeste nota-se que ela está se distanciando das outras, no sentido de estar cada vez se tornando, relativamente, mais pobre. Uma explicação para este fato pode ser encontrada na queda do PIB *per-capita* da Bahia e de Pernambuco, juntos estes dois estados respondem por 55,47% do PIB nordestino⁷.

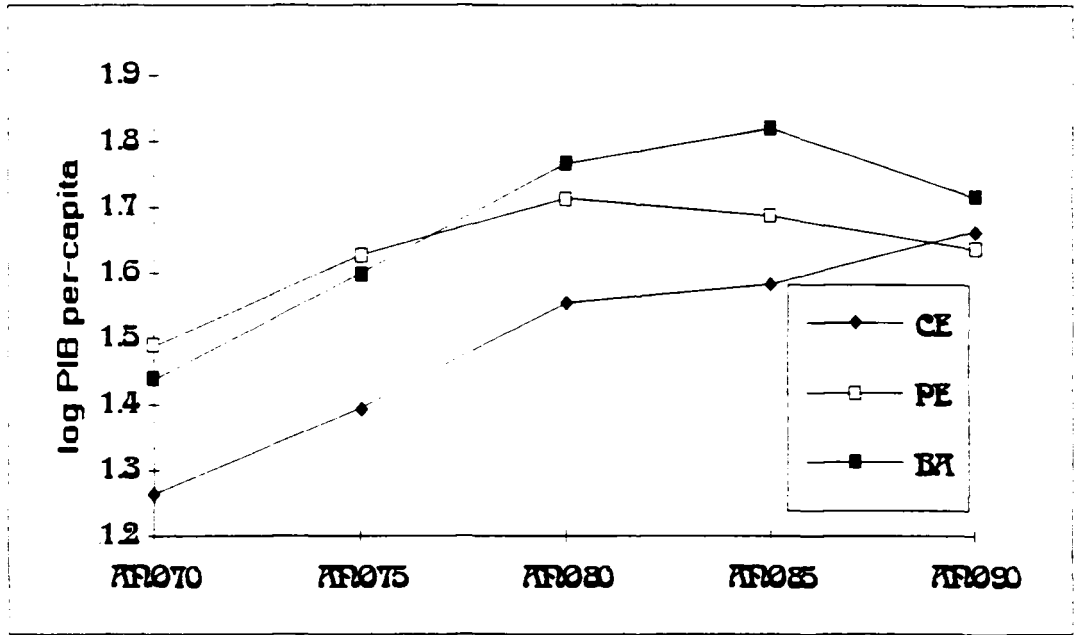
Segue abaixo gráfico ilustrando o comportamento do PIB *per-capita* dos principais estados nordestinos, (BA, CE, PE, responsáveis por 67,56% do PIB desta

⁷Ver Base de Dados para o ano de 1985.

região). Nele pode ser vista a tendência de queda do PIB *per-capita* de Pernambuco, o que vem ocorrendo desde 1980. Também pode ser observada a diminuição do crescimento do PIB *per-capita* da Bahia entre 1980 e 1985 (período em que ocorre uma queda do crescimento do PIB *per-capita* da região Nordeste), e a queda do PIB *per-capita* deste estado entre 1985 e 1990. Isto, juntamente com a queda de Pernambuco, refletiu-se numa queda do PIB *per-capita* de toda a região. Note que os comportamentos entre 1985 e 1990, estão relacionados à forma de estimação dos PIB's estaduais para 1990.

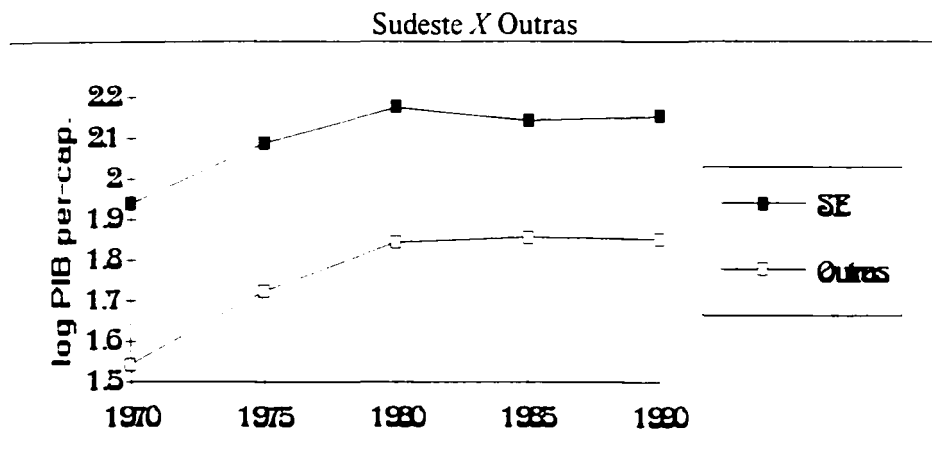
O gráfico também mostra o crescimento observado no estado do Ceará, terceiro maior do Nordeste, e que apresenta uma contra tendência ao comportamento dos dois maiores.

FIGURA 3
PIB PER-CAPITA DOS PRINCIPAIS ESTADOS NORDESTINOS



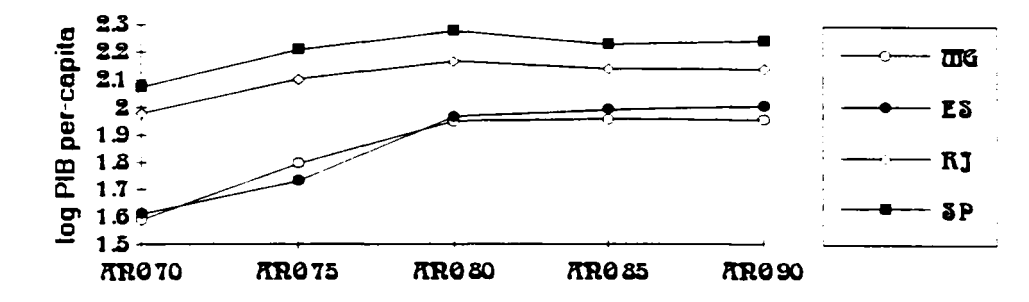
Outro interessante exercício seria comparar o comportamento do PIB *per-capita* da região Sudeste (a mais rica) com o de todas as outras regiões. Neste caso, também observa-se uma aparente convergência do PIB *per-capita*, como ilustra o gráfico da Figura 4.

FIGURA 4
 PIB PER-CAPITA DAS REGIÕES



Para entender melhor o comportamento da região Sudeste será válido observar como se comportaram seus estados no período em questão.

FIGURA 5
 PIB PER-CAPITA DOS ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE



Note que a retomada do crescimento da região Sudeste é coincidente com a retomada do crescimento de São Paulo (59,65% do PIB desta região) e fim da decadência do Rio de Janeiro (20,89%).

4. Resultados Empíricos: β -Convergência

As regressões foram feitas a partir da equação (9), com dados para 23 estados e os resultados são:

TABELA I

RESULTADOS OBTIDOS A PARTIR DE ESTIMATIVAS PRÓPRIAS

	1970-1990	1970-1990	1970-1990
β	0.0132427 (0.0077)	0.0290933 (0.0140)	0.0139039 (0.0063)
DN	-	0.0237387 (0.0108)	0.0259097 (0.0076)
DNE	-	-0.0109981 (0.0115)	-
DSE	-	0.0089301 (0.0109)	-
DS	-	0.0042786 (0.0043)	-
R^2	0.154481	0,539008	0.467122

os valores entre parenteses mostram o desvio padrão.

Na tabela acima a primeira regressão foi feita simplesmente rodando a equação (9) para o período 1970 - 1990. A segunda considera uma variável "dummy" para cada região, com objetivo de considerar as diversas diferenças existentes entre estas. Como na segunda regressão apenas a "dummy" da região Norte apresentou um coeficiente significativo, foi feita uma terceira regressão com apenas esta "dummy".

Como pode ser visto todas as estimativas de β confirmam a existência de um processo de convergência entre os estados brasileiros, visto que nas três regressões obtém-se valores positivos e altamente significativos para β .

Outro ponto de interesse a respeito deste tipo de convergência, é saber como se comporta o parâmetro β com mudanças nos períodos considerados para sua estimação. Com este propósito foram feitas seis regressões, referentes a dois sub-períodos, utilizando a base com as estimativas próprias, os resultados seguem na Tabela II.

TABELA II

PERÍODO	1970-1980	1970-1980	1970-1980	1980-1990	1980-1990	1980-1990
β	0.0070264 (0.0067)	0.0323294 (0.0123)	0.0244777 (0.0105)	0.0198874 (0.0137)	0.0234635 (0.0217)	0.0210750 (0.0103)
DN	-	-0.008361 (0.0123)	-	-	0.0578023 (0.0197)	0.0549762 (0.0129)
DNE	-	-0.027298 (0.0132)	-0.024860 (0.0102)	-	0.0017296 (0.0228)	-
DSE	-	0.077444 (0.0124)	-	-	0.0115646 (0.0197)	-
DS	-	0.0146840 (0.0130)	-	-	-0.003220 (0.0207)	-
R^2	0.05	0.39	0.27	0.11	0.56	0.53

os valores entre parentes mostram o desvio padrão.

As três primeiras regressões correspondem ao período compreendido entre os anos de 1970 e 1980, enquanto as três últimas são referentes ao período decorrido entre os anos de 1980 e 1990. As regressões 1 e 4 foram feitas sem a utilização de nenhuma variável "dummy"; as de números 2 e 5 utilizam uma "dummy" para cada região. A 3 utiliza uma "dummy" para região Nordeste, enquanto a 6 utiliza para região Norte.

Finalmente foi feita uma estimação para β considerando as equações referentes às regressões 1 e 4 acima e impondo a restrição de que o valor de β era igual nas duas equações. O resultado foi um valor de 0,009863 para β , o que não difere muito do valor encontrado para o período inteiro (1970 - 1990).

A Tabela III apresenta estimativas de β usando as mesmas variáveis da anterior, porém utilizando a base de dados do IBRE. É interessante notar que qualitativamente os resultados são mantidos, embora em dois casos os coeficientes estimados sejam maiores (eq. 1 e 3), o que implica convergência mais rápida.

TABELA III

RESULTADOS OBTIDOS A PARTIR DAS ESTIMATIVAS DO IBRE

	1970-1990	1970-1990	1970-1990
β	0,0168431 (0,0067)	0,0217953 (0,0130)	0,0170602 (0,0067)
DN	-	0,0062203 (0,0115)	0,0080024 (0,0075)
DNE	-	-0,0048410 (0,0122)	-
DSE	-	-0,0002237 (0,0115)	-
DS	-	0,0022808 (0,0120)	-
R^2	0,295397	0,345414	0,333025

os valores entre parentes mostram o desvio padrão.

Finalmente foi elaborada uma tabela apresentando os resultados obtidos para o valor de β considerando apenas as observações, ou seja, apenas o período entre 1970 e 1985. A tabela apresenta as mesmas regressões feitas nas tabelas anteriores, muito embora com estes dados nenhuma das variáveis “dummys” associadas às regiões sejam significativas.

Note que os resultados apresentados na tabela acima se aproximam dos resultados apresentados na TABELA I. Isto pode ser mais um argumento a favor do método utilizado para realizar a estimativa para os PIB's estaduais de 1990.

Outro ponto interessante é que o valor encontrado para β nas duas regressões está em torno de 1,3% que está consideravelmente abaixo do valor encontrado por Barro & Sala-i-Martin (1992), que é de 2%. Este é um tema que será discutido adiante.

TABELA IV

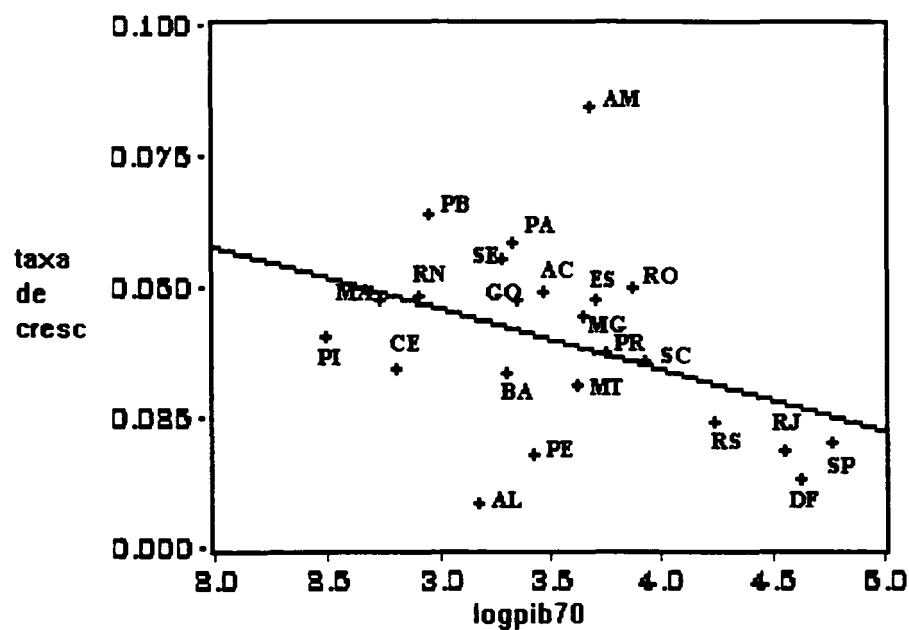
ESTIMATIVAS OBTIDAS A PARTIR DOS DADOS OBSERVADOS

	1970-1985	1970-1985	1970-1985
β	0.0133140 (0.0055)	0.0254457 (0.0109)	0.0134164 (0.0056)
DN	-	0.0010184 (0.0102)	0.0043078 (0.0072)
DNE	-	-0.0116520 (0.0109)	-
DSE	-	0.0032475 (0.0103)	-
DS	-	0.0070224 (0.0107)	-
R^2	0.254817	0.371032	0.268062

os valores entre parentes mostram o desvio padrão.

Para outra ilustração do processo de β -convergência entre os estados brasileiros foi feito um gráfico com o logaritmo dos PIB's *per-capita* de estado nas ordenadas e a taxa de crescimento nas abcissas. Neste gráfico foi plotada a linha de regressão entre as duas variáveis.

FIGURA 6

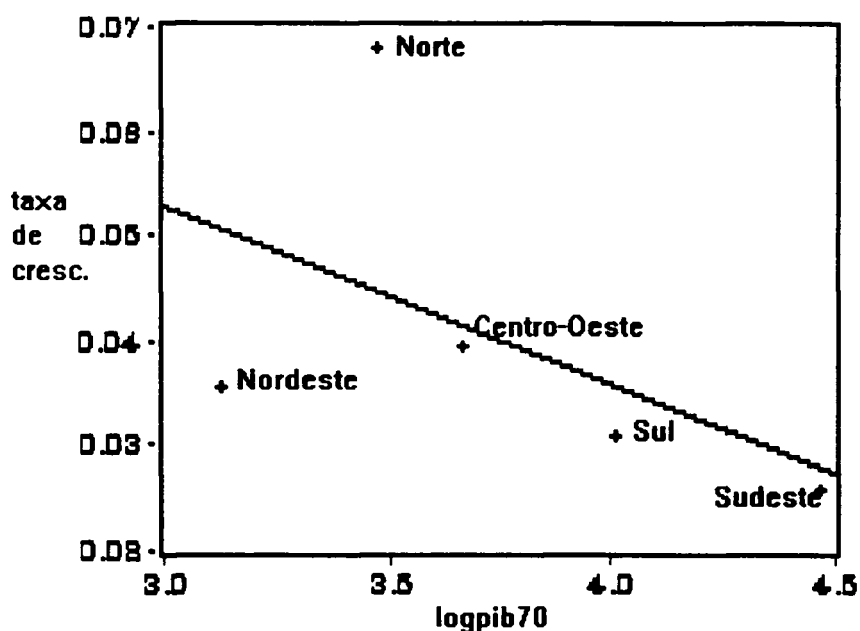


Como pode ser visto no gráfico acima a relação entre as duas variáveis é claramente negativa, ou seja existe β -convergência.

Note que o estado do Amazonas tem um crescimento muito alto para o seu PIB *per-capita*, uma boa explicação para este fenômeno pode ser devida a baixa densidade demográfica deste estado, bem como aos efeitos da exploração da floresta Amazônica e a zona franca de Manaus sob a economia deste estado. Todos estes fatores colocam este estado numa situação de fronteira econômica, ou seja, não encontrou ainda uma situação de equilíbrio.

Para o caso das regiões, devido o pequeno número destas, não foi possível estimar β a partir da equação (12). Porém foi feito um gráfico similar ao apresentado acima.

FIGURA 7



Como pode ser visto na Figura 7, a relação entre o logaritmo do PIB *per-capita* inicial e a taxa de crescimento é claramente negativa. O que pode ser visto como indicio de β -convergência entre as regiões.

O fato de a região Norte apresentar as mesmas características observadas para o estado do Amazonas pode ser explicado pelos mesmos motivos.

4.1. Análise das Diferenças entre Brasil e Estados Unidos

Como já foi dito anteriormente, constatou-se uma significativa diferença entre a velocidade de convergência dos Estados Unidos e do Brasil. Nesta seção serão apresentadas algumas justificativas para este fenômeno.

Uma primeira explicação está implícita no modelo e diz respeito às possíveis diferenças dos parâmetros para estes dois países. Como será apresentado na seção 6 existe uma relação positiva entre β e x e entre β e n . Lá será visto que para altos valores de α esta relação é muito mais significativa para o crescimento da produtividade do trabalho do que para o crescimento da população.

Como é esperado que o crescimento da produtividade nos Estados Unidos seja maior do que a do Brasil, apesar da população brasileira ter crescido mais rápido, este motivo pode explicar um valor maior para β nos Estados Unidos.

5. O Critério de σ -Convergência

Uma outra forma de se verificar a existência ou não de convergência é por meio da observação da dispersão do logaritmo do PIB *per-capita* dos estados nos sucessivos anos. A existência ou não de convergência dependerá de existir, ou não, uma queda nesta dispersão, uma vez que as rendas estão mais próximas ou mais distantes.

Inicialmente esta dispersão será medida por meio da variância das séries em cada ano observado. Este tipo de convergência (σ -convergência) pode ser relacionada com a anterior (β -convergência) a partir da seguinte versão da equação estimada:⁸

$$\log\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha_i - (1 - e^{-\beta}) \times [\log(y_{i,t-1}) - x_i(t-1)] + \mu_{i,t}$$

$$\text{onde } \alpha_i = x_i + (1 - e^{-\beta}) \times \log(y_i^*)$$

fazendo $y_i^* = y^*$ e $x_i = x \forall i$, obtem-se:

$$\log(y_{i,t}) = b - \log(y_{i,t-1}) + e^{-\beta} \log(y_{i,t-1}) + \mu_{i,t} + \log(y_{i,t-1})$$

onde: $b = cte$

$$\Rightarrow \log(y_{i,t}) = b + e^{-\beta} \log(y_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (10)$$

com as hipóteses de $\mu_{i,t}$ ter média zero e variância σ_{μ}^2 , além de independência entre $\log(y_{i,t-1})$ e $\mu_{j,t} \forall i \neq j$; tem-se:

$$\sigma_i^2 = e^{-2\beta} \sigma_{i-1}^2 + \sigma_{\mu}^2$$

como forma da relação entre os dois tipos de convergência.

Se σ_{μ}^2 for constante e igual a σ_u^2 , e, ainda, a variância do $\log(y_{i,t_0})$ for considerada como σ_0^2 , a equação acima será dada por uma equação em diferenças:

$$\sigma_i^2 = e^{-2\beta} \sigma_{i-1}^2 + \sigma_u^2$$

que possui a seguinte solução: $\sigma_i^2 = \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-\beta}} + \left(\sigma_0^2 - \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-\beta}} \right) e^{-\beta i}$

no *steady-state*: $\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-\beta}}$

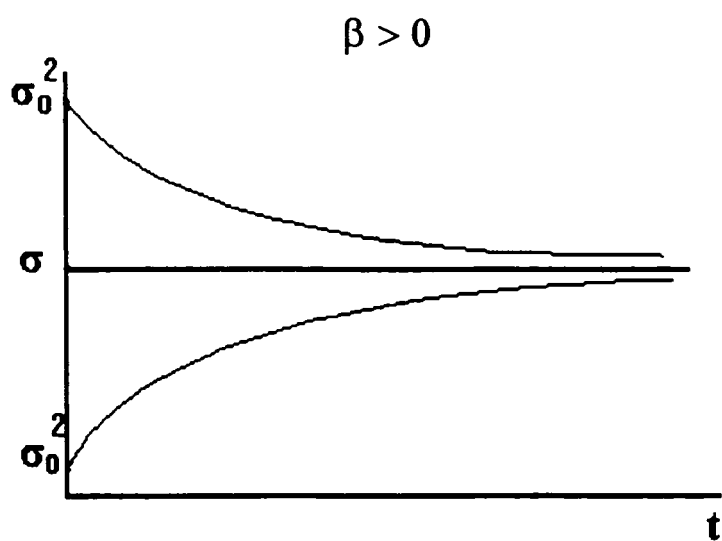
⁸Op. Cit. Barro & Sala-i-Martin

Logo $\beta > 0$ só garantirá σ -convergência se σ_0^2 for maior que σ^2 , pois na expressão acima. Ou seja, β -convergência é condição necessária mas não suficiente para σ -convergência. Isto porque caso o coeficiente de $e^{-\beta t}$ seja negativo, ou seja se σ_0^2 for menor que σ^2 , o valor inicial aumentará a medida que este termo tenda para zero.

Um exemplo onde pode ocorrer β -convergência embora não esteja havendo σ -convergência seria uma troca de posições entre os estados mais ricos e mais pobres. Neste caso haveria uma correlação negativa entre taxa de crescimento e o PIB *per-capita* inicial (β positivo), porém não existiria nenhuma tendência de queda da variância. Pode ocorrer até mesmo uma elevação na variância, caso em que os estados mais pobres ficaram mais ricos do que os antigos estados mais ricos eram antes.

Para visualizar o processo acima descrito será apresentada a figura abaixo:

FIGURA 8



No gráfico fica claro que $\beta > 0$ não garante que σ^2 está diminuindo, quando a variância inicialmente está abaixo da de *steady-state*, sobe até atingir este valor. Porém é importante notar que quando $\beta > 0$ está garantido que a variância convergirá para um

valor constante, ou seja, mesmo que os estados não estejam convergindo a variância está.

Novamente considerando a equação (10) e mantendo as hipóteses feitas a respeito dos erros e do logaritmo do PIB *per-capita* de cada estado, obtém-se:

$$E[\log(y_{i,t})] = E(b) + e^{-\beta} E[\log(y_{i,t-1})]$$

$$\mu_t = b + e^{-\beta} \mu_{t-1}$$

levando a:

$$\mu_t = \frac{b}{1 - e^{-\beta}} + \left(\mu_0 - \frac{b}{1 - e^{-\beta}} \right) e^{-\beta t}$$

$$\text{no steady - state: } \mu = \frac{b}{1 - e^{-\beta}}$$

O que mostra que a média também converge. Então, como os dois primeiros momentos estão convergindo, se for assumido que o logaritmo do PIB *per-capita* tem uma distribuição normal, pode ser enunciada a seguinte proposição:

Proposição: Dadas as hipóteses básicas do modelo neoclássico de crescimento (que os estados convergem para o mesmo PIB *per-capita* de *steady-state*), vale o seguinte resultado: o PIB *per-capita* dos estados estão convergindo para uma distribuição estacionária normal com média $\mu = \frac{b}{1 - e^{-\beta}}$ e variância

$$\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-\beta}}.$$

Foi mostrado que se a distribuição do logaritmo do PIB *per-capita* tiver uma distribuição normal, está garantida a convergência para uma distribuição estacionária. Resta agora responder a questão da viabilidade desta hipótese de normalidade.

Visando responder esta indagação foram feitos testes de normalidade Jarque-Bera nas séries de logaritmo do PIB *per-capita* para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1990. A seguir serão apresentados os resultados.

TABELA V

ANO	J-B	P.Value
1970	0.787133	0.674646
1975	1.280229	0.527232
1980	0.881091	0.643685
1985	0.975450	0.614022
1990	0.952043	0.621250

A estatística de Jarque-Bera corresponde a uma χ -quadrado com dois graus de liberdade. O que mostra que a hipótese de normalidade, pelo menos para o caso brasileiro, é facilmente aceita.

5.1. Evidências para σ -Convergência

Abaixo serão exibidas tabelas mostrando as evidências de um processo de σ -convergência para o caso brasileiro.

Como pode ser observado os dados referentes ao período entre 1970 e 1985 mostram que existe um claro processo de σ -convergência. As estimativas realizadas pelo IBRE confirmam a continuidade do processo de convergência para o ano de 1990, enquanto as estimativas próprias para o PIB de 1990 contrariam esta continuidade. Porém, seja qual for a base de dados utilizada, ao se considerar o período de 1970 a 1990 como um todo observa-se uma queda da variância.

TABELA VI

ANOS	σ^2
1970	0,3473
1975	0,3567
1980	0,3297
1985	0,2686
1990*	0,3041
1990**	0,2453

* Base própria

** Base do IBRE

Um interessante ponto a respeito da σ -convergência diz respeito ao fato de os PIB's *per-capita* dos estados estarem aumentando com o tempo. Este efeito poderia levar a uma subestimação da σ -convergência uma vez que existiria uma tendência natural da variância aumentar com o tempo. Este problema pode ser facilmente solucionado se, ao invés de considerar somente a variância passar a ser considerado o quociente entre a variância e a média de cada ano, como é feito na tabela abaixo:

TABELA VII

ANOS	$\frac{\sigma^2}{\mu}$
1970	0,0978
1975	0,0922
1980	0,0785
1985	0,0630
1990*	0,0706
1990**	0,0563

- * Base própria
- ** Base do IBRE

Como pode-se observar na Tabela VII. a normalização pela média faz com que durante todos os anos compreendidos entre 1970 e 1985 exista uma queda período a período da dispersão. A exceção é o ano de 1990 para o caso em que for considerada a estimativa própria do PIB *per-capita* dos estados para este ano, o que mostra a procedência da observação anteriormente feita a respeito da variância.

Por fim será de interesse verificar o valor de σ_u^2 e σ^2 para o Brasil como modo de verificar se está ocorrendo o caso em que β -convergência não implica em σ -convergência. e para verificar se os dados indicam uma proximidade do *steady-state*. A conta será feita considerando os diferentes valores de β achados com estimativas a partir da base própria.

TABELA VIII

regressão	β	σ_u^2	σ^2
tab1.reg1	0.0132	0.00027225	0.00027589
tab1.reg3	0.0139	0.00017161	0.00017403
tab4.reg1	0.0133	0.00017689	0.00017927

Como pode ser visto em todos os casos a variância de *steady-state* está abaixo da variância inicial (0,3473), o que indica que realmente está ocorrendo um processo de convergência no Brasil. Isto quer dizer que a renda *per-capita* dos estados brasileiros tendem a se aproximar ainda mais umas das outras, ou seja, a variância ainda deve cair bem mais.

Para o caso das regiões. o comportamento da variância do logaritmo do PIB *per-capita* é o seguinte:

TABELA IX

ANOS	σ^2
1970	0,2106
1975	0,2363
1980	0,1780
1985	0,1305
1990	0,1549

Como pode ser visto existe uma queda da variância durante todo o período, porém ainda persistem dois aumentos um em 1975 e outro em 1990. Neste caso o problema não é resolvido dividindo-se pela média, como pode ser visto na tabela abaixo.

TABELA X

ANOS	σ^2/μ
1970	0,0562
1975	0,0573
1980	0,0400
1985	0,0292
1990	0,0343

6. Rendimentos Decrescentes

Uma das principais razões teóricas para explicar o processo de convergência, no sentido de que países com maior renda inicial tem menores taxas de crescimento, é a Lei dos Rendimentos Decrescentes. Esta também explicaria a existência de convergência entre estados de um mesmo país, que como foi mostrado, acontece no Brasil.

A explicação é a seguinte: com rendimentos decrescentes o estado que inicialmente possuísse uma maior quantidade de capital teria uma menor remuneração para este, logo o capital deveria fluir para onde existisse uma menor quantidade de capital, onde encontraria uma maior remuneração. É claro que este tipo de argumento, embora seja aplicado entre países, é muito mais convincente quando são considerados estados de um mesmo país.

Para o caso de países distintos pode-se aceitar que as diferenças entre produtividade de capital humano, além de motivos não ligados a economia, como por exemplo, estabilidade política, podem inibir este fluxo do capital. Lucas (1990) desenvolve este tema tomando o caso particular dos Estados Unidos e da Índia.

Retomando ao modelo tratado até aqui observa-se que a não existência de rendimentos decrescentes pode inviabilizar a existência de convergência, para isto basta considerar que o valor do rendimento do capital, que em equilíbrio é dado pela produtividade marginal do capital, cresce com os estoques de capital *per-capita*.

Para uma função de produção Cobb-Douglas do tipo $f(k) = Ak^\alpha$, a produtividade marginal é dada por $f'(k) = \frac{A\alpha}{k^{1-\alpha}}$, com α entre 0 e 1, este valor será

menor quanto maior for o nível de capital, acontecendo o previsto acima. Daí observa-se que este fenômeno só ocorrerá para os valores acima de α . Para o caso específico de $\alpha=1$, temos que a produtividade marginal do capital, não depende do valor deste, note que, neste caso, $\beta=()$.

O que equivale a dizer que não existe relação nenhuma entre o PIB inicial de um estado e a sua taxa de crescimento, ou seja não existe β -convergência, como esta é condição necessária para σ -convergência, retornos constantes de escala implicam na inexistência de convergência.

A tabela abaixo mostra os valores de α relacionados aos valores de β apresentados na Tabela I e para os dois primeiros β apresentados na Tabela II. A Tabela também apresenta a meia-vida relacionada a cada um dos valores obtidos para β , por meia-vida entende-se o tempo necessário para que os estados percorram metade da distância que os separam.

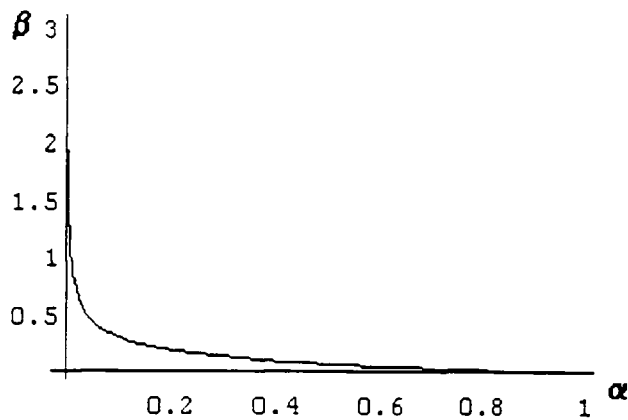
TABELA XI

β	α	meia-vida
0.0290933	0.777399	23,8
0.0217953	0.828472	31,8
0.0168431	0.865049	41,2
0.0139039	0.887489	49,9
0,0132427	0.89261	52,3

A Tabela acima ilustra a relação decrescente entre α e β . Como pode-se notar existe rendimento decrescentes nos estados brasileiros (os valores de α são todos menores que um), portanto existe convergência. Além do que pode-se observar

a existência de uma relação inversa entre o α e a meia-vida, que está em torno de cinquenta anos.

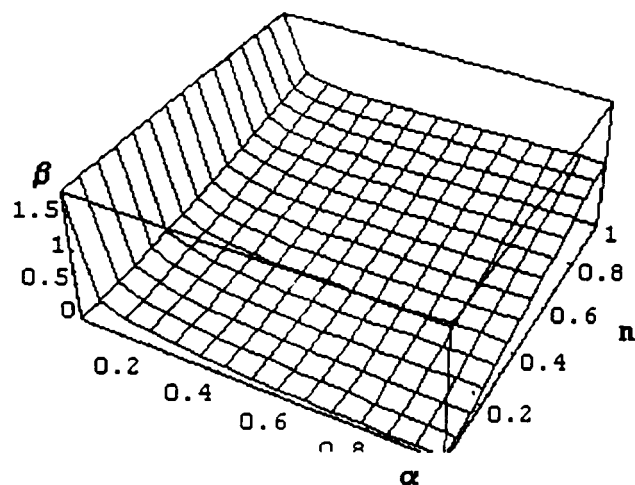
FIGURA 9



Como pode ser visto, no gráfico e na tabela, a relação entre β e α é claramente inversa, confirmando o que foi dito acima.

O gráfico abaixo mostra a relação entre β , α e n , com α variando entre 0 e 1 enquanto n está variando de 0.02 a 0.04.

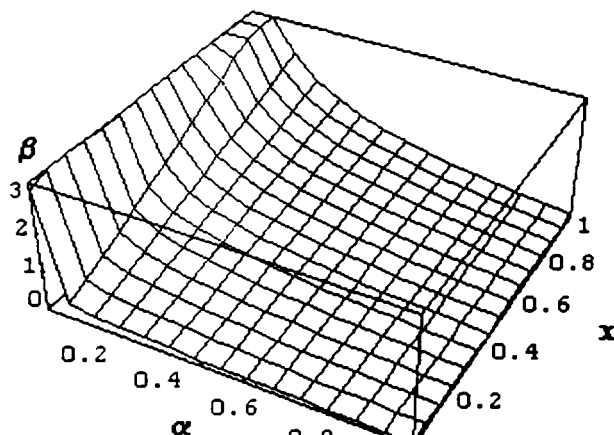
FIGURA 10



A figura acima mostra que, para um α fixo, a relação entre β e n é positiva. Isto quer dizer que caso a população esteja crescendo mais rapidamente o processo de convergência se dará de forma mais rápida.

A próxima figura é similar a anterior porém desta vez n está fixado e x é quem está variando.

FIGURA 11



Neste caso também observa-se que β aumenta com aumentos de x .

Destes dois gráficos pode-se concluir que, qualitativamente, aumentos na taxa de crescimento da população, ou da produtividade do trabalho, levam a efeitos similares sob velocidade de convergência, pelo menos para os níveis significantes dos parâmetros.

Este é um fenômeno um tanto quanto esperado, uma vez que, como já foi dito, o aumento da produtividade do trabalho pode ser visto como aumento da população. Desta forma uma economia que possui um desenvolvimento tecnológico que leve à constantes aumentos da produtividade do trabalho terá comportamento semelhante ao de uma economia que esteja com a população crescente.

7. Apêndice

A linearização será feita a partir do seguinte sistema:

$$\dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (\delta + x + n)\hat{k} \quad (A1)$$

$$\frac{\dot{\hat{c}}}{\hat{c}} = \frac{1}{\theta} \left[f'(\hat{k}) - \delta - \rho - \theta x \right] \quad (A2)$$

daí, considerando a equação (4) :

$$\dot{\hat{k}} = \Psi(\hat{k} - \hat{k}^*) - (\hat{c} - \hat{c}^*) \quad (A3)$$

$\therefore \Psi = \rho - n - (1 - \theta)x > 0$ (da condição de transversalidade)

e, também por meio de (4):

$$\dot{\hat{c}} = \frac{1}{\theta} f''(\hat{k}^*) \hat{c}^* (\hat{k} - \hat{k}^*) = \frac{1}{\theta} (\alpha - 1)(\delta + \rho + \theta x) \frac{\hat{c}^*}{\hat{k}^*} (\hat{k} - \hat{k}^*) \quad (A4)$$

diferenciando (A4) com respeito ao tempo pode-se obter:

$$\ddot{\hat{k}} = \Psi \dot{\hat{k}} - \dot{\hat{c}} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \ddot{\hat{k}} - \Psi \dot{\hat{k}} + \left(\frac{\alpha - 1}{\theta} \right) (\delta + \rho + \theta x) \frac{\hat{c}^*}{\hat{k}^*} \hat{k} = \frac{1}{\theta} (\alpha - 1)(\delta + \rho + \theta x) \frac{\hat{c}^*}{\hat{k}^*} \hat{k}^*$$

seja $\xi < 0$ a raiz negativa que garante a estabilidade e considere $-\beta = \xi$, a equação acima tem uma solução do tipo:

$$\hat{k}(t) = \hat{k}^* + [\hat{k}(0) - \hat{k}^*] e^{-\beta t}$$

desta equação conclui-se que β é a taxa de convergência desta economia.

por fim será encontrada a expressão de β .

$$2\beta = \left[\Psi^2 + \frac{4(1-\alpha)}{\theta} (\delta + \rho + \theta x) \frac{\dot{\hat{c}}}{\hat{k}} \right]^{\frac{1}{2}} - \Psi$$

$$\text{mas, de (5): } \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \frac{f(\hat{k})}{\hat{k}} - \frac{\dot{\hat{c}}}{\hat{k}} - (\delta + x + n) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{\dot{\hat{c}}}{\hat{k}} = \frac{f'(\hat{k})}{\alpha} - (\delta + x + n) \Rightarrow \frac{\dot{\hat{c}}}{\hat{k}} = \frac{\delta + \rho + \theta x}{\alpha} - (\delta + x + n)$$

$$\text{logo: } 2\beta = \left\{ \Psi^2 + \frac{4(1-\alpha)}{\theta} (\delta + \rho + \theta x) \times \left[\frac{\delta + \rho + \theta x}{\alpha} - (\delta + x + n) \right] \right\}^{\frac{1}{2}} - \Psi \quad (A6)$$

8. Conclusão

Os resultados obtidos neste trabalho indicam a existência de um processo de convergência entre o PIB *per-capita* dos diversos estados brasileiros. Isto pode ser concluído tanto a partir do conceito de β -convergência quanto do conceito de σ -convergência.

Considerando o valores encontrados para β e a Tabela 1 de Barro e Sala-i-Martin (1990 A), pode-se considerar que a meia-vida, metade do tempo que os estados levam para se deslocar até o PIB *per-capita* de *steady-state*, está entre 36,8 e 56,4 anos. Particularmente, considerando $\beta=0,013$, que foi o valor encontrado nas Tabelas 1 e 4, a meia vida é em torno de 56,4 anos.

Quanto as principais alterações causadas em β pelos parâmetros exógenos do modelo, observa-se que para um aumento da taxa de crescimento da produtividade da mão de obra corresponde um aumento de β , levando, conseqüentemente, a uma queda na meia vida para convergência. As alterações na taxa de crescimento da mão-de-obra, tem um efeito similar ao anterior, porém com menor intensidade.

Cabem também algumas observações sobre a amostra utilizada. Devido ao pequeno tamanho desta (1970 a 1990, sendo que este último foi estimado), não pode-se chegar a uma conclusão definitiva a favor de um processo histórico de convergência entre o PIB *per-capita* dos estados brasileiros. Para fazer um estudo do mesmo tipo, que inclusive foi o inspirador deste, Barro e Sala-i-Martin, levaram em consideração mais de um século de dados para os estados americanos, o que mostra as limitações de nosso estudo.

Levando em conta o período analisado, a observação de convergência pode ser devida a atuação do Governo Federal no sentido de transferência de renda entre os estados. Um exemplo desta política são os fundos de participações dos estados e municípios. Outro fator a ser considerado foi a ascensão de governos que promoveram

fortemente o desenvolvimento em alguns estados muitos pobres, um exemplo deste tipo de fenômeno pode ser visto no Ceará.

Existem outros fatores que o modelo não considera explicitamente e que podem influenciar bastante no processo de convergência entre a renda dos estados, entre estes estão a imigração entre os estados e o comércio entre os estados.

Como pode ser notado o modelo é desenvolvido considerando os estados como economias fechadas. na restrição orçamentaria não se encontra exportações nem importações. A consideração destas poderia alterar os resultados sob velocidade de convergência. a medida que o fluxo de renda entre os estados tem influência na distribuição de renda entre estes.

BASE DE DADOS

Segue a base de dados utilizada no trabalho.

PIB DOS ESTADOS

	ANO 1970	ANO 1975	ANO 1980	ANO 1985	ANO 1990
RO	5503	11666.2	36105	69838.1	132691.6
AC	7153.9	7179.2	14940	19765.5	33172.9
AM	39071.3	71792	143175	187113.4	402401.7
PA	62734.2	98714	201690	255633.8	431247.7
MA	47325.8	71792	108315	138358.5	183172.1
PI	20911.4	34998.6	47310	56661.1	66345.8
CE	82545	122046.4	189240	220055.9	288460
RN	30816.8	55638.8	79680	117275.3	152883.8
PB	40722.2	66407.6	83415	93556.7	100961
PE	163439.1	244990.2	317475	318883.4	304325.3
AL	39071.3	58331	83415	94874.4	69230.4
SE	24763.5	37690.8	48555	89603.6	112499.4
BA	211315.2	343704.2	550290	690474.8	602881.4
MG	458950.2	794199	1190220	1301887.6	1400473.3
ES	67136.6	99611.4	186750	221373.6	256729.4
RJ	884332.1	1315588.4	1657095	1635265.7	1733644.6
SP	2165980.8	3504347	4704855	4668611.1	5358144.5
PR	304315.9	588694.4	728325	802479.3	726919.2
SC	152433.1	262040.8	425790	433523.3	447113
RS	480411.9	788814.6	994755	1015946.7	999513.9
MT	61633.6	35896	75945	102780.6	131249.3
GO	86397.1	160634.6	215385	255633.8	279806.2
DF	56680.9	115764.6	190485	212149.7	203364.3
PREÇOS DE 1980					
FONTE: IBGE					
1990: ESTIMATIVA PRÓPRIA					

LISTA DE ESTADOS

Numero	Estado
1	AC
2	AM
3	PA
4	MA
5	PI
6	CE
7	RN
8	PB
9	PE
10	AL
11	SE
12	BA
13	MG
14	ES
15	RJ
16	SP
17	PR
18	SC
19	RS
20	DF
21	GO
22	MT

8. Bibliografia

- ALESINA, A. & RODICK, D. (1992): Distribution, Political Conflict and Economic Growth: A Simple Theory and Some Empirical Evidence; in CUKIERMAN, A., HERCOWITZ, Z. & LEIDERMAN, L (ed): Political Economy, Growth and Business Cycles: MIT Press: Cambridge, MA.
- ARAÚJO, Aloísio (1993); Introdução à Economia Dinâmica e Mercados Incompletos: 19º Colóquio Brasileiro de Matemática.
- BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, Xavier (1992 A): Economic Growth and Convergence Across the United States; mimeo.
- BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, Xavier (1992 B): Convergence; Journal of Political Economy; 100, pp. 223-51.
- BARRO, Robert J. (1990); Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth; Journal of Political Economy; v.98.
- BAUMOL, W.J. (1986); Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show. American Economic Review. 76. pp 1072-85.
- BENHABIB, J. & JOVANOVIĆ, B. (1991); Externalities and Growth Accounting. American Economic Review. 81. pp 82-113.
- BLANCHARD, Olivier J. & FISCHER, Stanley: Lectures on Macroeconomics. Cambridge, Mass.: MIT, Press, 1989.
- CASS (1965), David: Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation: Review of Economics Studies; v.32, July-1965, pp. 233-40.
- DE LONG, B. (1988); Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment. American Economic Review. December. pp 1138-54.

- LUCAS Jr, Robert E. (1990): Why Doesn't Capital Flow From Rich to Poor Countries?. *American Economic Review*. 80. pp 92-96.
- MANKIW, G., ROMER, D. & WEIL, D. (1992); A Contribution to the Empirics of Economics Growth. *Quarterly Journal of Economics*. v107(2). pp 407-438.
- PERSON, T. & TABELINE G: (1992); Growth Distribution and Politics; in CUKIERMAN, A., HERCOWITZ, Z. & LEIDERMAN, L (ed); *Political Economy, Growth and Business Cycles*; MIT Press; Cambridge, MA.
- RAMSEY, F. P. (1927); A Mathematical Theory of Saving; *The Economic Journal*; v. XXXVIII, n.152. dec-1928. pp. 543-59.
- REBELO, Sergio (1991); Long Run Policy Analysis and Long Run Growth; *Journal of Political Economy*, 99, 500-521.
- ROMER, Paul (1986); Increasing Return and Long Run Growth; *Journal of Political Economy*, 1002-37.
- SALA-I-MARTIN, Xavier (1990A); Lectures Notes on Economic Growth (I): Introduction to the Literature and Neoclassical Models; NBER; WP; December.
- SALA-I-MARTIN, Xavier (1990B); Lectures Notes on Economic Growth (II): Five Prototype Models of Endogenous Growth; NBER; WP; December.
- SOLOW, Robert M. (1956); A Contribution to the Theory of Economic Growth; *Quartely Journal of Economics*; February.

ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

200. A VISÃO TEÓRICA SOBRE MODELOS PREVIDENCIÁRIOS: O CASO BRASILEIRO - Luiz Guilherme Schymura de Oliveira - Outubro de 1992 - 23 pág. (esgotado)
201. HIPERINFLAÇÃO: CÂMBIO, MOEDA E ÂNCORAS NOMINAIS - Fernando de Holanda Barbosa - Novembro de 1992 - 10 pág. (esgotado)
202. PREVIDÊNCIA SOCIAL: CIDADANIA E PROVISÃO - Clovis de Faro - Novembro de 1992 - 31 pág. (esgotado)
203. OS BANCOS ESTADUAIS E O DESCONTROLE FISCAL: ALGUNS ASPECTOS - Sérgio Ribeiro da Costa Werlang e Armínio Fraga Neto - Novembro de 1992 - 24 pág. (esgotado)
204. TEORIAS ECONÔMICAS: A MEIA-VERDADE TEMPORÁRIA - Antonio Maria da Silveira - Dezembro de 1992 - 36 pág. (esgotado)
205. THE RICARDIAN VICE AND THE INDETERMINATION OF SENIOR - Antonio Maria da Silveira - Dezembro de 1992 - 35 pág. (esgotado)
206. HIPERINFLAÇÃO E A FORMA FUNCIONAL DA EQUAÇÃO DE DEMANDA DE MOEDA - Fernando de Holanda Barbosa - Janeiro de 1993 - 27 pág. (esgotado)
207. REFORMA FINANCEIRA - ASPECTOS GERAIS E ANÁLISE DO PROJETO DA LEI COMPLEMENTAR - Rubens Penha Cysne - fevereiro de 1993 - 37 pág.
208. ABUSO ECONÔMICO E O CASO DA LEI 8.002 - Luiz Guilherme Schymura de Oliveira e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - fevereiro de 1993 - 18 pág. (esgotado)
209. ELEMENTOS DE UMA ESTRATÉGIA PARA O DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - Antonio Salazar Pessoa Brandão e Eliseu Alves - Fevereiro de 1993 - 370pág.
210. PREVIDÊNCIA SOCIAL PÚBLICA: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA - Hélio Portocarrero de Castro, Luiz Guilherme Schymura de Oliveira, Renato Fragelli Cardoso e Uriel de Magalhães - Março de 1993 - 35 pág. - (esgotado) .
211. OS SISTEMAS PREVIDENCIÁRIOS E UMA PROPOSTA PARA A REFORMULACAO DO MODELO BRASILEIRO - Helio Portocarrero de Castro, Luiz Guilherme Schymura de Oliveira, Renato Fragelli Cardoso e Uriel de Magalhães - Março de 1993 - 43 pág. - (esgotado)
212. THE INDETERMINATION OF SENIOR (OR THE INDETERMINATION OF WAGNER) AND SCHMOLLER AS A SOCIAL ECONOMIST - Antonio Maria da Silveira - Março de 1993 - 29 pág. (esgotado)
213. NASH EQUILIBRIUM UNDER KNIGHTIAN UNCERTAINTY: BREAKING DOWN BACKWARD INDUCTION (Extensively Revised Version) - James Dow e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - Abril de 1993 36 pág.
214. ON THE DIFFERENTIABILITY OF THE CONSUMER DEMAND FUNCTION - Paulo Klinger Monteiro, Mário Rui Páscoa e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - Maio de 1993 - 19 pág.

215. DETERMINAÇÃO DE PREÇOS DE ATIVOS, ARBITRAGEM, MERCADO A TERMO E MERCADO FUTURO - Sérgio Ribeiro da Costa Werlang e Flávio Auler - Agosto de 1993 - 69 pág. (esgotado).
216. SISTEMA MONETÁRIO VERSÃO REVISADA - Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne - Agosto de 1993 - 69 pág. (esgotado).
217. CAIXAS DE CONVERSÃO - Fernando Antônio Hadba - Agosto de 1993 - 28 pág.
218. A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO MILITAR - Rubens Penha Cysne - Agosto de 1993 - 50 pág. (esgotado).
219. IMPÔSTO INFLACIONÁRIO E TRANSFERÊNCIAS INFLACIONÁRIAS - Rubens Penha Cysne - Agosto de 1993 - 14 pág. (esgotado).
220. PREVISÕES DE M1 COM DADOS MENSALIS - Rubens Penha Cysne e João Victor Issler - Setembro de 1993 - 20 pág.
221. TOPOLOGIA E CÁLCULO NO R^n - Rubens Penha Cysne e Humberto Moreira - Setembro de 1993 - 106 pág. (esgotado)
222. EMPRÉSTIMOS DE MÉDIO E LONGO PRAZOS E INFLAÇÃO: A QUESTÃO DA INDEXAÇÃO - Clovis de Faro - Outubro de 1993 - 23 pág.
223. ESTUDOS SOBRE A INDETERMINAÇÃO DE SENIOR, vol. 1 - Nelson H. Barbosa, Fábio N.P. Freitas, Carlos F.L.R. Lopes, Marcos B. Monteiro, Antonio Maria da Silveira (Coordenador) e Matias Vernengo - Outubro de 1993 - 249 pág (esgotado)
224. A SUBSTITUIÇÃO DE MOEDA NO BRASIL: A MOEDA INDEXADA - Fernando de Holanda Barbosa e Pedro Luiz Valls Pereira - Novembro de 1993 - 23 pág.
225. FINANCIAL INTEGRATION AND PUBLIC FINANCIAL INSTITUTIONS - Walter Novaes e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - Novembro de 1993 - 29 pág
226. LAWS OF LARGE NUMBERS FOR NON-ADDITIVE PROBABILITIES - James Dow e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - Dezembro de 1993 - 26 pág.
227. A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO MILITAR - VERSÃO REVISADA - Rubens Penha Cysne - Janeiro de 1994 - 45 pág. (esgotado)
228. THE IMPACT OF PUBLIC CAPITAL AND PUBLIC INVESTMENT ON ECONOMIC GROWTH: AN EMPIRICAL INVESTIGATION - Pedro Cavalcanti Ferreira - Fevereiro de 1994 - 37 pág.
229. FROM THE BRAZILIAN PAY AS YOU GO PENSION SYSTEM TO CAPITALIZATION: BAILING OUT THE GOVERNMENT - José Luiz de Carvalho e Clóvis de Faro - Fevereiro de 1994 - 24 pág.
230. ESTUDOS SOBRE A INDETERMINAÇÃO DE SENIOR - vol. II - Brena Paula Magno Fernandez, Maria Tereza Garcia Duarte, Sergio Grumbach, Antonio Maria da Silveira (Coordenador) - Fevereiro de 1994 - 51 pág.(esgotado)
231. ESTABILIZAÇÃO DE PREÇOS AGRÍCOLAS NO BRASIL: AVALIAÇÃO E PERSPECTIVAS - Clovis de Faro e José Luiz Carvalho - Março de 1994 - 33 pág.
232. ESTIMATING SECTORAL CYCLES USING COINTEGRATION AND COMMON FEATURES - Robert F. Engle e João Victor Issler - Março de 1994 - 55 pág

233. COMMON CYCLES IN MACROECONOMIC AGGREGATES - João Victor Issler e Farshid Vahid - Abril de 1994 - 60 pág.
234. BANDAS DE CÂMBIO: TEORIA, EVIDÊNCIA EMPÍRICA E SUA POSSÍVEL APLICAÇÃO NO BRASIL - Aloisio Pessoa de Araújo e Cypriano Lopes Feijó Filho - Abril de 1994 - 98 pág. (esgotado)
235. O HEDGE DA DÍVIDA EXTERNA BRASILEIRA - Aloisio Pessoa de Araújo, Túlio Luz Barbosa, Amélia de Fátima F. Semblano e Maria Haydée Morales - Abril de 1994 - 109 pág.
236. TESTING THE EXTERNALITIES HYPOTHESIS OF ENDOGENOUS GROWTH USING COINTEGRATION - Pedro Cavalcanti Ferreira e João Victor Issler - Abril de 1994 - 37 pág. (esgotado)
237. THE BRAZILIAN SOCIAL SECURITY PROGRAM: DIAGNOSIS AND PROPOSAL FOR REFORM - Renato Fragelli; Uriel de Magalhães; Helio Portocarrero e Luiz Guilherme Schymura - Maio de 1994 - 32 pág.
238. REGIMES COMPLEMENTARES DE PREVIDÊNCIA - Hélio de Oliveira Portocarrero de Castro, Luiz Guilherme Schymura de Oliveira, Renato Fragelli Cardoso, Sérgio Ribeiro da Costa Werlang e Uriel de Magalhães - Maio de 1994 - 106 pág.
239. PUBLIC EXPENDITURES, TAXATION AND WELFARE MEASUREMENT - Pedro Cavalcanti Ferreira - Maio de 1994 - 36 pág.
240. A NOTE ON POLICY, THE COMPOSITION OF PUBLIC EXPENDITURES AND ECONOMIC GROWTH - Pedro Cavalcanti Ferreira - Maio de 1994 - 40 pág.
241. INFLAÇÃO E O PLANO FHC - Rubens Penha Cysne - Maio de 1994 - 26 pág. (esgotado)
242. INFLATIONARY BIAS AND STATE OWNED FINANCIAL INSTITUTIONS - Walter Novaes Filho e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - Junho de 1994 - 35 pág.
243. INTRODUÇÃO À INTEGRAÇÃO ESTOCÁSTICA - Paulo Klinger Monteiro - Junho de 1994 - 38 pág.
244. PURE ECONOMIC THEORIES: THE TEMPORARY HALF-TRUTH - Antonio M. Silveira - Junho de 1994 - 23 pág.
245. WELFARE COSTS OF INFLATION - THE CASE FOR INTEREST-BEARING MONEY AND EMPIRICAL ESTIMATES FOR BRAZIL - Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne - Julho de 1994 - 25 pág. (esgotado)
246. INFRAESTRUTURA PÚBLICA, PRODUTIVIDADE E CRESCIMENTO - Pedro Cavalcanti Ferreira - Setembro de 1994 - 25 pág.
247. MACROECONOMIC POLICY AND CREDIBILITY: A COMPARATIVE STUDY OF THE FACTORS AFFECTING BRAZILIAN AND ITALIAN INFLATION AFTER 1970 - Giuseppe Tullio e Marcio Ronci - Outubro de 1994 - 61 pág.
248. INFLATION AND DEBT INDEXATION: THE EQUIVALENCE OF TWO ALTERNATIVE SCHEMES FOR THE CASE OF PERIODIC PAYMENTS - Clovis de Faro - Outubro de 1994 - 18 pág.
249. CUSTOS DE BEM ESTAR DA INFLAÇÃO - O CASO COM MOEDA INDEXADA E ESTIMATIVAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL - Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne - Novembro de 1994 - 28 pág. (esgotado)

250. THE ECONOMIST MACHIAVELLI - Brena P. M. Fernandez e Antonio M. Silveira - Novembro de 1994 - 15 pág.
251. INFRAESTRUTURA NO BRASIL: ALGUNS FATOS ESTILIZADOS - Pedro Cavalcanti Ferreira - Dezembro de 1994 - 33 pág.
252. ENTREPRENEURIAL RISK AND LABOUR'S SHARE IN OUTPUT - Renato Fragelli Cardoso - Janeiro de 1995 - 22 pág.
253. TRADE OR INVESTMENT ? LOCATION DECISIONS UNDER REGIONAL INTEGRATION - Marco Antonio F.de H. Cavalcanti e Renato G. Flôres Jr. - Janeiro de 1995 - 35 pág.
254. O SISTEMA FINANCEIRO OFICIAL E A QUEDA DAS TRANFERÊNCIAS INFLACIONÁRIAS - Rubens Penha Cysne - Janeiro de 1995 - 32 pág.
255. CONVERGÊNCIA ENTRE A RENDA PER-CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS - Roberto G. Ellery Jr. e Pedro Cavalcanti G. Ferreira - Janeiro 1995 - 42 pág.