

# CONVERGÊNCIA E FORMAÇÃO DE CLUBES NO BRASIL SOB A HIPÓTESE DE HETEROGENEIDADE NO DESENVOLVIMENTO TECNOLÓGICO

Christiano Penna (CAEN)

Fabício Linhares (CAEN)

## Resumo

Esse artigo examina a existência de tendências de crescimento comuns e formação de clubes de convergência entre os estados do Brasil admitindo-se a possibilidade de heterogeneidade em seus processos de desenvolvimento tecnológico. Com base na metodologia proposta por Phillips e Sul (2007), verifica-se a formação de 5 grupos de convergência, que englobam estados de diferentes regiões geográficas do país. Esse resultado contrasta com a indicação de 2 clubes de convergência comumente encontrado na literatura brasileira.

**Palavras Chave:** tecnologia heterogênea, convergência do PIB *per capita*, clubes de convergência, dinâmica de transição relativa, teste  $\log t$ .

## Abstract

This paper examines convergence of incomes and convergence club formation across states in Brazil allowing for possible heterogeneity in their technological development process. Results from the methodology proposed by Phillips and Sul (2007) suggest that there may be five convergence clubs in Brazil, whose members do not necessarily belongs to the same political region. Such finding goes against the typical result of 2 convergence clubs in Brazil.

**Keywords:** heterogeneous technology, convergence of GDP per capita, convergence clubs, dynamics of transition,  $\log t$  test.

**JEL Classification Numbers:** O30; O40; C33.

## 1. Introdução

Convergência de renda é um tema sempre presente nos estudos sobre crescimento e integração econômica. Isto porque convergência ou divergência de renda tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões, a forma como políticas públicas atuam nesse processo e a relação econômica entre elas. A variedade de modelos, idéias e resultados presentes na literatura são provas cabais da importância acadêmica dessa linha de pesquisa e sua notável evolução.

Inicialmente, grande parte dos estudos sobre convergência de renda foi realizada a partir das idéias discutidas em Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992), onde são definidos os conceitos de  $\sigma$ -convergência e  $\beta$ -convergência absoluta e condicional. Com base em diferentes amostras para países e regiões, esses autores encontram pouca evidência em favor de  $\sigma$ -convergência e  $\beta$ -convergência absoluta e, mantendo-se constantes variáveis *proxies* para um possível estado estacionário das economias, forte indício de  $\beta$ -convergência condicional. Mankiw, Romer e Weil (1992) também encontraram resultados que corroboram com as análises de Barro e Sala-i-Martin. Os resultados desses autores são de particular interesse, uma vez que são baseadas em uma regressão sugerida pela dinâmica do modelo de crescimento Solow. Como esses exercícios empíricos indicaram uma taxa de convergência próxima de 2% ao ano, a literatura em crescimento interpretou as evidências empíricas em favor da diminuição dos retornos de escala do capital, e, portanto, como prova contrária a teoria do crescimento endógeno de Lucas e Romer.<sup>1</sup>

Tais trabalhos, entretanto, davam pouca ênfase ao papel da tecnologia no processo de crescimento econômico. Bernard e Jones (1996) contestam as abordagens de Barro e Sala-i-Martin e, com base na evolução da dispersão da produtividade total dos fatores entre economias, evidenciam o quão relevante são as informações descartadas na análise de convergência ao se desconsiderarem a endogeneidade e a heterogeneidade do componente tecnológico e os efeitos da transferência de tecnologia entre as economias.

---

<sup>1</sup> Os trabalhos de Paul Romer (1983, 1986, 1990) e de Robert Lucas (1988) davam ênfase aos retornos crescentes na acumulação de capital (físico e humano) como uma fonte de crescimento perpétuo. Tais trabalhos iam de encontro com as explicações exógenas do crescimento advindas da teoria neoclássica.

Já no campo empírico, Danny Quah (1996), em contraste com os estudos realizados até então, argumenta que o importante para a análise da convergência é o desempenho relativo de uma economia frente às demais economias, e não seu desempenho em relação ao seu próprio passado histórico. Desse modo, os resultados com base em regressões com dados de corte transversal poderiam estar sendo influenciados pelo que se conhece na literatura pela Falácia de Galton<sup>2</sup>. Dentro deste escopo, Quah levanta uma série de argumentos em favor dos fenômenos de *catch-up* e de *pushing back*, até então inexplorados na análise de convergência e, através métodos não paramétricos e matrizes de transição de Markov, identifica as probabilidades de uma determinada economia melhorar sua posição relativa em relação a um grupo de economias.<sup>3</sup> Outros estudos da evolução da distribuição da renda entre países com dados de corte transversal incluem Anderson (2004), que utiliza métodos de densidade não paramétricos para identificar a crescente polarização entre economias desenvolvidas e subdesenvolvidas, e Maasoumi, Racine e Stengos (2007), que utilizam os resíduos de regressões de crescimento linear para relatar o aumento da divergência entre países da OCDE e países não membros da organização.

Embora, nos últimos anos, o trabalho de Quah tenha se tornado referência na literatura, a validade de suas conclusões vêm sendo criticadas. Como ressaltado por Jones (1997) e Kremer, Onatski e Stock (2001), por exemplo, a distribuição bimodal sugerida neste tipo de análise ainda é extremamente dependente da seleção amostral e, além disso, é possível que tal metodologia aponte para uma desigualdade contemporânea inexistente. Esse último problema acontece quando ocorre um “alisamento para fora” na distribuição devido a uma seção transversal vir melhorando sua posição relativa e, ao mesmo tempo, ocorre reversões em um determinado ponto do tempo.

Ressaltando a importância teórica da heterogeneidade levantada por Bernard e Jones (1996), Durlauf, Kourtellos e Minkin (2001) realizaram uma análise empírica do modelo de crescimento Solow levando em conta a heterogeneidade específica de cada economia. Esta generalização relaxa a suposição de que todas as economias possuem

---

<sup>2</sup> A inclinação negativa para a reta ajustada dos dados de crescimento médio e renda inicial não significaria que há convergência ou que o grau de dispersão das rendas per capita entre diversas regiões teria diminuído. Na realidade, indica apenas que, numa dada amostra, há uma tendência de ajuste para média ao se impor a restrição de erros estocásticos bem comportados, independentes, com média zero e distribuição normal.

<sup>3</sup> Apesar do ceticismo, Quah (1996) chega aos mesmos resultados de Durlauf e Johnson (1995) e Hansen (2000), ou seja, encontra evidências de que as economias em análise tendem para uma distribuição de renda per capita bimodal que ressalta a ocorrência de clubes de convergência.

funções produção agregada idênticas e os resultados empíricos atingidos indicam que, de fato, as rendas iniciais de cada uma delas geram parâmetros heterogêneos no modelo de crescimento de Solow. Estes autores sugerem que o modelo de Solow poderia ser substancialmente reforçado ao se permitir funções de produção específicas de cada economia, ou seja, funções de produção locais.

Nesta mesma vertente, Durlauf e Johnson (1995) empregam técnicas de *Classification and Regression Tree Analysis* (CART) para investigar os efeitos da renda inicial e da escolaridade no processo de convergência das economias e seu acondicionamento em chamados clubes de convergência. Estes autores rejeitaram a versão empírica linear comumente utilizada na literatura em favor de modelos econométricos que acomodassem a possibilidade das economias se agruparem em múltiplos regimes de crescimento (ou múltiplos estados estacionários). A justificativa principal desses autores para formação de clubes de convergência é a variabilidade do produto marginal do capital com relação ao nível de desenvolvimento da economia. Em conformidade com Durlauf, Kourtellos e Minkin (2001), estes autores também sugerem que o modelo de crescimento de Solow poderia ser reforçado com uma função de produção agregada que incorporasse estas diferenças estruturais nas economias.

Um tipo de investigação empírica que vem ganhando espaço na atualidade é a baseada em modelos não lineares. Hansen (2000) utiliza a mesma base de dados de Durlauf e Johnson (1995) e, através de um modelo econométrico com efeito *threshold* condicionado ao nível de renda per capita, encontra que as economias tendem a formar grupos de convergência cujas características dos membros são semelhantes.<sup>4</sup>

Uma teoria apresentada em Parente and Prescott (1994), Basu and Weil (1998), Lucas (2000) e, recentemente, em Howitt and Mayer-Foulkes (2005) discute o papel do progresso tecnológico no crescimento de forma distinta; esta vertente busca explorar os canais através dos quais os países menos desenvolvidos imitam ou adotam as tecnologias disponíveis em países líderes. Não havendo barreiras à difusão tecnológica entre os países, estes modelos sustentam que países seguidores e líderes tendem a convergir gradualmente para um mesmo nível de renda per capita. Contudo, se as barreiras existem, a capacidade de adoção e criação de tecnologia dos países deve passar a balizar esta convergência global; este processo resultaria na criação de clubes de convergência definidos pela capacidade de adoção da tecnologia disponível.

---

<sup>4</sup> Embora Hansen (2000) e Durlauf e Johnson (1995) utilizem técnicas econométricas distintas, seus resultados foram bastante similares.

Com base nesta teoria, Phillips e Sul (2007) formularam uma metodologia empírica para dados em painéis capaz de acomodar a possibilidade conjunta de diversos tipos de heterogeneidade entre as economias e, em particular, a hipótese de heterogeneidade no progresso tecnológico.<sup>5</sup> Este novo método de estudo é baseado na formulação de um modelo de fatores não lineares composto de um elemento idiossincrático variante no tempo, apropriado para mensurar os efeitos individuais de transição para o estado estacionário, e de um fator de tendência estocástica comum, que captura os efeitos da tecnologia comum. Tal metodologia se adequa as questões da dinâmica relativa e dos fenômenos de *catch-up* e *pushing back*, discutidas em Quah (1996), permitindo ainda a análise de uma série de possibilidades de trajetórias de transição. Dadas tais trajetórias, e supondo que as economias compartilham de um padrão de crescimento comum, torna-se possível testar a hipótese de que as trajetórias da renda per capita estariam convergindo no longo prazo. Como o teste ganha poder ao ser aplicado recursivamente sobre as unidades transversais, também se torna possível identificar clubes de convergência.

No Brasil, a procura por políticas públicas que reduzam suas conhecidas desigualdades inter-regionais tem instigado o desenvolvimento de diversos estudos que investiguem a convergência de renda no país. Dentre esses trabalhos, podem ser citados Diniz e Ferreira (1995), Ellery e Ferreira (1996), Ferreira (1996, 1999, 2000), Zini Jr. (1998) e Azzoni e Menezes (2000). A maioria destes autores abordou o processo de convergência com base nas definições de Sala-i-Martin (1996) e, assim como esta referência, encontraram evidências de uma taxa de convergência relativamente baixa ou até mesmo inexistente para as regiões brasileiras.

Trabalhos mais atuais procuraram depurar esses resultados através de técnicas econométricas mais recentes. Coelho e Figueiredo (2007), por exemplo, utilizaram a metodologia CART<sup>6</sup> aos dados municipais brasileiros e identificaram dois clubes de convergência: um clube de baixa renda, formado predominantemente pelos municípios das regiões Norte e Nordeste, e outro clube de convergência, com nível de renda mais elevado e composto basicamente pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Eles concluem ainda que o surgimento desses clubes se deva, em grande parte, a desigualdades existentes entre as regiões e não dentro das regiões. Esses resultados são

---

<sup>5</sup> Notando que tal hipótese atende às questões levantadas por Bernard e Jones (1996) e tem implicações importantes na análise de convergência.

<sup>6</sup> Nos moldes da proposta de Johnson e Takeyama (2003).

consistentes com aqueles obtidos nos trabalhos de Laurini et alii (2003), Andrade et alii (2004) e Gondim e Barreto (2004)

O trabalho de Trompieri, Linhares e Castelar (2008), com base em um painel dinâmico não-linear, também busca compreender de que forma o processo de convergência se dá entre os estados brasileiros, definindo endogenamente clubes de convergência de maneira similar a Durlauf e Johnson (1995). Apesar de utilizarem técnicas diferentes das de Coelho e Figueiredo (2007), os autores também sustentam a hipótese de 2 clubes de convergência distintos no Brasil.

Nesta mesma vertente, destacam-se ainda as análises de convergência realizadas por Mossi *et alii* (2003), Andrade *et alii* (2004) e Gondim, Ataliba e Raimundo (2007). Com base na metodologia proposta por Quah (1996), tais trabalhos encontram evidências de uma convergência dinâmica para uma distribuição bimodal, caracterizando a existência de dois clubes de convergência no Brasil.

Dando seqüência a análise da convergência de renda no Brasil e colaborando para um melhor entendimento do processo de convergência e da formação de clubes de convergência no país, este trabalho emprega a idéia discutida em Lucas (2000) e a metodologia de Phillips e Sul (2007) aos dados de renda *per capita* das 27 unidades federais brasileiras durante o período de 1985 a 2005.

O restante do trabalho ficou assim dividido: A seguir aborda-se o processo de convergência sob hipótese de progresso tecnológico heterogêneo. Na secção 3 descreve-se de que maneira é modelada a renda *per capita* de acordo com tal abordagem. Depois disso, explica-se a idéia por trás do teste  $\log t$ . A quinta secção discorre sobre o algoritmo para identificar clubes de convergência. A secção seguinte relata as evidências empíricas encontradas. Por fim, tecemos nossas conclusões.

## **2. Convergência e Progresso Tecnológico Heterogêneo**

A hipótese de progresso tecnológico homogêneo assume que a tecnologia das economias se desenvolve ao longo do tempo a uma mesma taxa constante,  $g_{i,t} = g$ , embora tais economias tenham partido de diferentes condições tecnológicas iniciais,  $A_{i,0}$ . Tal hipótese é intrínseca a análise da  $\beta$ -convergência e, como argumentam Bernard e Jones (1996), é bastante restritiva.

Uma alternativa para relaxar tal hipótese é proposta em Howitt e Mayer-Foulkes (2005), que tomam a tecnologia no modelo neoclássico como um bem público, idéia defendida por Romer (1990).<sup>7</sup> Partindo desta hipótese, pode-se então argumentar que países desenvolvidos criam e tem amplo acesso a tecnologia comum,  $C_t$ , a uma taxa proporcional e constante,  $\xi$ , enquanto que as economias menos desenvolvidas tornam-se seguidores desses países, cada um com o seu próprio ritmo de absorção tecnológica.

Assumindo que a evolução da tecnologia comum segue  $C_t = C_0 e^{\xi t} = e^{\xi t + c}$ , então é necessário tratar  $C_t$  como um fator de produção que é utilizado pelas diferentes economias, de acordo com suas próprias taxas idiossincráticas de absorção. Dessa forma, sendo  $\lambda_{i,t}$  um componente que capta a defasagem ou avanço tecnológico de uma determinada economia  $i$  em relação à tecnologia comum disponível, deve-se assumir que:

$$A_{i,t} = C_t^{\lambda_{i,t}} = e^{\lambda_{i,t}(\xi t + c)} = e^{g_{i,t} t}, \quad \text{para } g_{i,t} = \lambda_{i,t} \xi + c \frac{\lambda_{i,t}}{t}. \quad (1)$$

Tal formulação revela que a taxa de crescimento tecnológico da economia  $i$  agora é dada por  $g_{i,t} + \dot{g}_{i,t} = g_{i,t} \left( 1 + \frac{\dot{g}_{i,t}}{g_{i,t}} t \right)$  e é dependente do tempo.

Nota-se que tal especificação sugere que o aprendizado tecnológico pode ser diferente ao longo do tempo e entre as economias, independentemente da tecnologia comum. Vê-se também que, embora sejam possíveis diferenças na evolução temporal das tecnologias, no longo prazo, o progresso tecnológico converge para uma mesma taxa constante,  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{i,t} = g$ , pois  $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_{i,t} = \lambda = cte$ .

Assim, ao se manter a hipótese de progresso tecnológico homogêneo, é possível demonstrar que a estimação das equações usuais de convergência propostas por Sala-i-Martin (1996) são inconsistentes e viesadas, devido a problemas de endogeneidade e de variáveis omitidas, além de recaírem no problema da Falácia de Galton [Quah (1996)].<sup>8</sup> Estas estimativas podem, então, não ser diretamente interpretadas como evidências de convergência.

---

<sup>7</sup> Assume-se que  $C_t$  é a tecnologia comum disponível no tempo  $t$  e  $C_0 = e^c > 0$  é o estoque inicial de tecnologia comum em  $t = 0$

<sup>8</sup> Para maiores detalhes ver Phillips e Sul (2007). No tocante aos estudos que não levam em consideração a tecnologia, Islam (2000) realiza um estudo de Monte Carlo aplicado a um modelo de crescimento para análise de convergência e analisa as propriedades de pequenas amostras dos principais estimadores de um painel dinâmico verificando que há possibilidade da presença de vies de estimação.

### 3. Analisando Convergência Renda com Tecnologia Heterogênea

Como argumentam Durlauf, Johnson e Temple (2004), a trajetória dinâmica para o estado estacionário do log do PIB *per capita* de uma economia é dada por:

$$\begin{aligned}\log y_{i,t} &= \log A_{i,0} + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*)e^{-\beta t} + \log y_{i,t}^* + g_i t \\ &= \alpha_i + g_i t \quad ,\end{aligned}\quad (2)$$

onde  $g_i$  é a taxa de progresso tecnológico (constante para todas as economias) e  $\alpha_i = \log A_{i,0} + \log y_{i,t}^* + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*)e^{-\beta t}$  incorpora as condições tecnológicas iniciais, o log do PIB *per capita* no estado estacionário e a distância entre o PIB *per capita* inicial e o de estado estacionário, levando em consideração a velocidade de convergência invariante entre as economias.

Pode-se reescrever a equação (2) incorporando a hipótese de progresso tecnológico heterogêneo e as condições iniciais de cada região, que por sua vez passam a influenciar diretamente e indiretamente o crescimento da tecnologia, do produto *per capita* e do estado estacionário. Neste caso, (2) é substituída por:

$$\begin{aligned}\log y_{i,t} &= \log A_{i,0} + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*)e^{-\beta_{i,t}t} + \log y_{i,t}^* + g_{i,t}t \\ &= \alpha_i + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*)e^{-\beta_{i,t}t} + g_{i,t}t \\ &= a_{i,t} + g_{i,t}t \quad ,\end{aligned}\quad (3)$$

onde  $\alpha_i = \log A_{i,0} + \log y_{i,t}^*$ ;  $a_{i,t} = \alpha_i + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*)e^{-\beta_{i,t}t}$ ;  $t$  representa uma tendência linear,  $A_{i,0}$  denota as condições tecnológicas iniciais de cada economia,  $\log y_{i,t}^*$  indica o log do PIB *per capita* de estado estacionário e  $\beta_{i,t}$  e  $g_{i,t}$  representam, respectivamente, a velocidade de convergência e a taxa de progresso tecnológico individuais para cada economia.

Da discussão anterior, é plausível a existência de uma tecnologia comum e, conseqüentemente, pode-se admitir um componente de crescimento comum,  $\mu_t$ , que represente a evolução tecnológica. Este último componente pode ser visto como um fator de tendência estocástica comum capaz de capturar os efeitos de  $C_t$ . Posto isso, (3) pode ser reescrita num modelo de fatores não lineares da seguinte maneira:

$$\log y_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left( \frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t \quad ,\quad (4)$$



onde  $b_{i,t}$  é a participação na tendência comum,  $\mu_t$ , que a economia  $i$  experimenta.

Vale ressaltar a diferença na modelagem das séries do log do produto *per capita* estadual entre (2) e (4). Na especificação (2) têm-se dois componentes: um primeiro componente constante ao longo do tempo (pois  $\beta_{i,t} = \beta_i, \forall t$ ) e um segundo componente,  $g_{i,t}$ , que atua como uma tendência determinística. Ou seja, de acordo com (2), o log do PIB *per capita* de uma economia é modelado como se fosse uma tendência linear determinística com intercepto. Já na especificação com progresso heterogêneo especificada em (4),  $\mu_t$  é um componente que determina a trajetória de estado estacionário, ou seja, uma trajetória comum de crescimento e  $b_{i,t}$  é um elemento idiossincrático que varia no tempo capaz de mensurar os efeitos individuais de transição. Deste modo, pode-se idealizar  $b_{i,t}$  como a trajetória de transição individual de  $i$ , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum,  $\mu_t$ <sup>9</sup>.

Se o crescimento da renda *per capita* no estado estacionário comum a todas as economias for representado por uma tendência linear determinística,  $\mu_t = t$ , tem-se então que,

$$\log y_{i,t} = \left( \frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t \Rightarrow b_{i,t} = g_{i,t} + \frac{a_{i,t}}{t} . \quad (5)$$

Ou seja, a especificação do componente  $b_{i,t}$  como um elemento idiossincrático variante no tempo admite  $\beta$ -convergência, no sentido de que economias mais pobres podem crescer mais rápido que economias mais ricas, independentemente de suas dotações iniciais.

Nestes termos, quando as economias possuem tecnologia heterogênea e  $g_{i,t} \rightarrow g_i$ , então  $g_i$  determina a taxa de crescimento da economia  $i$  no estado estacionário<sup>10</sup>, pois

$$b_{i,t} = g_{i,t} + \frac{a_{i,t}}{t} \rightarrow g_i \quad \text{quando} \quad t \rightarrow \infty .$$

(6)

---

<sup>9</sup> Note que, durante a transição para o estado estacionário,  $b_{i,t}$  é dependente da velocidade de convergência ( $\beta_{i,t}$ ), da taxa de progresso tecnológico ( $g_{i,t}$ ), e do nível de steady-state e da dotação inicial de cada estado (ambos reunidos no parâmetro  $a_{i,t}$ ).

<sup>10</sup> Em comparação com as propostas anteriores note que, agora a trajetória/posição de estado estacionário também é determinada endógenamente ao modelo, ou seja, não é necessário requerer as variáveis proxy para o estado estacionário usualmente utilizadas para a análise de  $\beta$ -convergência condicional.

Note que  $g_{i,t} \rightarrow g$  para todo  $i$  quando  $t \rightarrow \infty$ . Essa condição é necessária para a convergência do nível de  $\log y_{i,t}$  e suficiente para convergência da taxa de crescimento de  $\log y_{i,t}$ . Então, para que a convergência da taxa de crescimento se verifique é preciso que  $b_{i,t} \rightarrow g$  quando  $t \rightarrow \infty$ .

Inferências sobre o comportamento de  $b_{i,t}$  não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em  $b_{i,t}$  é igual ao número de observações. Uma alternativa para modelar os elementos de transição,  $b_{i,t}$ , vem da construção de um coeficiente de transição relativo,  $h_{i,t}$ , definido

como:

$$h_{i,t} = \frac{\log \hat{y}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \log \hat{y}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}}, \quad (7)$$

onde  $\log \hat{y}_{i,t}$  representa o  $\log y_{i,t}$  sem o componente de ciclos econômicos<sup>11</sup>.

Sendo assim, as curvas traçadas por  $h_{i,t}$  definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto a economia  $i$  se desloca em relação à trajetória de crescimento comum,  $\mu_t$ . Dessa forma,  $h_{i,t}$  pode diferir entre as  $i$  economias no curto prazo, mas admitindo convergência no longo prazo sempre que  $h_{i,t} \rightarrow 1$  para todo  $i$  quando  $t \rightarrow \infty$ . Ainda é necessário ressaltar que, dada tal ocorrência, no longo prazo a variância *cross-section* de  $h_{i,t}$  converge para zero; ou seja,

tem se que

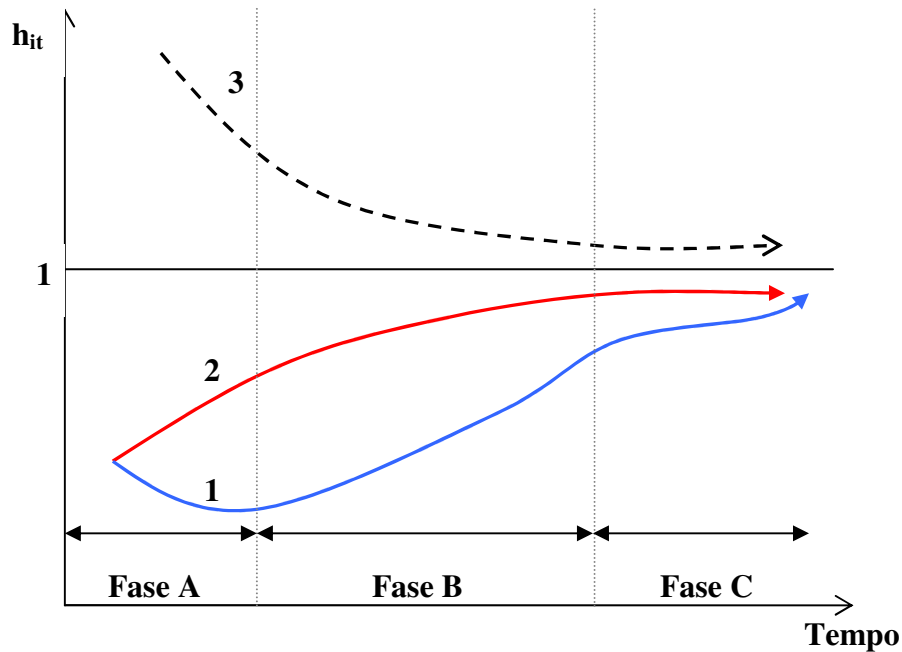
$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ quando } t \rightarrow \infty. \quad (8)$$

Com base na equação (7), o Diagrama 1 sugere diversos padrões de transição possíveis ao se permitir heterogeneidade nos parâmetros de um modelo de crescimento neoclássico. A seguir são fornecidas algumas ilustrações gráficas das várias fases de transição possíveis:

### **DIAGRAMA 1: FASES DE TRANSIÇÃO**

---

<sup>11</sup> Na prática, ao trabalharmos com variáveis macroeconômicas teremos que  $\log y_{i,t} = b_{i,t} \cdot \mu_t + \kappa_{i,t}$ , onde  $\kappa_{i,t}$  representa um efeito de ciclo de negócios. A remoção do componente de ciclos pode ser realizada através da utilização do filtro de Whittaker-Hodrick- Prescott (WHP). Esta abordagem não requer nenhuma especificação a priori para  $\mu_t$  e é bastante cômoda, pois requer um único parâmetro de smooth como input.



O Diagrama 1 traz três exemplos de trajetórias de transição relativa, cada um deles satisfazendo a condição de convergência<sup>12</sup>. Note que, embora as economias hipotéticas estejam convergindo para um mesmo estado estacionário, as maneiras como elas convergem são bastante distintas: As **economias 2 e 3** partem de diferentes condições iniciais e possuem diferentes trajetórias de transição. Embora ambos os parâmetros de transição converjam monotonicamente para a unidade, a trajetória da **economia 3** envolve um elevado estado inicial, típico de uma economia industrial já avançada. Em contraste, a trajetória da **economia 2** envolve um baixo estado inicial, típico de uma economia recém-industrializada e de rápido crescimento econômico. A **economia 1** tem as mesmas condições iniciais que a **economia 2**, mas sua trajetória de transição relativa envolve uma fase inicial de divergência entre o grupo seguida por um período de catch-up e mais tarde convergência. Essa transição é típica de uma economia em desenvolvimento que cresce lentamente em uma primeira fase (fase de transição A), ganha desempenho econômico (fase B) e, em seguida, alcança as demais economias e converge (fase C).

#### 4. O Teste Log t

Com base no modelo descrito na seção anterior, Phillips e Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste log t. Esta proposta de análise é baseada num teste t unilateral da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não-convergência ou convergência parcial entre subgrupos. A idéia do teste é descrita a seguir.

Inicialmente permite-se heterogeneidade entre economias ao longo do tempo e modelam-se os coeficientes de transição assumindo que os mesmos são tendências estocásticas lineares. Para tanto, propõem-se a seguinte forma semi-paramétrica:

<sup>12</sup>  $h_{i,t} \rightarrow 1$  para todo  $i$  quando  $t \rightarrow \infty$ .

$$b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}, \quad (9)$$

onde  $L(t)$  é uma função *slowly varying* (SV), crescente e divergente no infinito<sup>13</sup>;  $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$ ,  $\alpha$  governa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e,  $\sigma_i > 0$  e  $t \geq 1$ ,  $\forall i$ .

Notando que,  $L(t) \rightarrow \infty$  quando  $t \rightarrow \infty$ , então esta formulação assegura que  $b_{i,t} \rightarrow b_i$  para todo  $\alpha \geq 0$ . Com efeito, temos duas condições para convergência do modelo:

$$i) \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \Leftrightarrow b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0 \quad e$$

$$ii) \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \Leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0,$$

ou seja, sempre haverá convergência se  $b_{i,t} \rightarrow b_i$  para todo  $\alpha \geq 0$  e divergência caso contrário. Por conseguinte, pode-se formular o seguinte teste de hipóteses<sup>14</sup>:

$$\text{Hipótese nula} \quad H_0 : b_i = b \quad \& \quad \alpha \geq 0 \quad (10)$$

$$\text{Hipóteses alternativas} \quad \begin{cases} H_{A1} : b_i = b, \forall i \quad \& \quad \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \text{ para algum } i \quad \& \quad \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{cases}$$

Tal abordagem também permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes  $\{G_1, G_2\}$ ;  $G_1 + G_2 = N$  então a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_A : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_2 \end{cases} \quad (10')$$

A regressão para se testar (10) supondo  $L(t) = \log t$  é baseada na seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = T_0, \dots, T, \quad (11)$$

<sup>13</sup> As simulações de Phillips e Sul (2007) sugerem que  $L(t) = \log t$  refletem as melhores taxas de divergência e poder discriminatório.

<sup>14</sup> Sobre hipótese nula de convergência de crescimento, a estimativa pontual do parâmetro  $\beta_1$  converge em probabilidade para o parâmetro de velocidade de convergência em escala  $2\alpha$ . A estatística  $t$  diverge para  $+\infty$  quando  $\alpha > 0$  e converge fracamente para uma distribuição normal padrão quando  $\alpha = 0$ . Sob a hipótese alternativa de divergência ou convergência de clubes, a estimativa pontual do parâmetro  $\beta_1$  converge para zero independente do verdadeiro valor de  $\alpha$  e a estatística  $t$  diverge para  $-\infty$ , dando ao teste  $t$  unilateral um poder discriminatório contra as hipóteses alternativas.

onde  $H_1/H_t$  representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de

$$H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \quad \text{e} \quad h_{it} = \log \hat{y}_{it} / N^{-1} \sum_{i=1}^N \log \hat{y}_{it}.$$

Sob hipótese nula, os coeficientes de (11) podem ser testados com base num teste  $t$  unilateral, robusto a auto-correlação e heterocedasticidade. Para um nível de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se  $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$ .

Nesta análise, a magnitude do coeficiente  $\beta_1 = 2\alpha$  do  $\log t$  em (11) indica a velocidade de convergência de  $b_{i,t}$  para  $g$ . Como foi ressaltado anteriormente, se  $g_{i,t} \rightarrow g$  para todo  $i$  quando  $t \rightarrow \infty$ , tem-se uma condição necessária para a convergência do nível de  $\log y_{i,t}$ ; a condição necessária aqui é  $\beta_1 \geq 0$ , e sempre que esta condição for atendida tem-se indício de convergência dos níveis do PIB *per capita* ao longo do tempo.

A condição suficiente para convergência da taxa de crescimento de  $\log y_{i,t}$  é que  $b_{i,t} \rightarrow g$  quando  $t \rightarrow \infty$ . Em termos práticos essa condição torna-se  $\beta_1 \geq 2$ , ou seja, se  $\alpha \geq 1$ , e o componente de crescimento comum,  $\mu_t$ , seguir ou um caminho aleatório com *drift*, ou um processo estacionário em tendência, então sempre se terá evidência de convergência em taxa de crescimento do log do PIB *per capita*;

A rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode estar indicando a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários. Quando isso ocorre, pode-se ter a formação de clubes de crescimento e/ou a presença de membros dentro do painel que não fazem parte de nenhum clube. Neste contexto, a aplicação seqüencial do teste  $\log t$  permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra à características regionais que condicionem o devido agrupamento deste clube.<sup>15</sup> Este procedimento é descrito a seguir:

- 1) Ordenam-se as economias de acordo com o nível de renda *per capita* do período final, ou uma média dos últimos períodos.
- 2) Selecionam-se as  $k$  primeiras economias de maior renda *per capita*, formando um sub-grupo  $G_k$  para algum  $2 \leq k < N$ . Estima-se a regressão  $\log t$  e calcula-se a estatística de convergência  $t_k = t(G_k)$  para este sub-grupo. Escolhe-se um grupo

---

<sup>15</sup> Observe que em trabalhos anteriores os clubes de convergência sempre eram selecionados com base em algum critério como, por exemplo, educação, desigualdade, etc.

formado por  $k^*$  economias tal que  $t_k$  seja maximizado sobre  $k$  de acordo com a condição:

$$k^* = \arg \max_k \{t_k\} \text{ sujeito a } \min\{t_k\} > -1,65^{16} \quad (12)$$

Se a condição  $\min\{t_k\} > -1,65$  não for válida para  $k = 2$ , então o indivíduo com maior renda *per capita* é excluído da amostra e um novo sub-grupo,  $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$  para  $3 \leq j < N$ , é formado. Repete-se este passo formando a estatística  $t_j = t(G_{2j})$ . Se a condição  $\min\{t_k\} > -1,65$  não for válida para todos os pares seqüenciais de economias, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência.

3) Adiciona-se uma economia por vez ao grupo primário com  $k^*$  membros e estima-se a regressão  $\log t$  novamente; sempre se inclui uma nova economia ao clube de convergência se a estatística  $t$  for maior do que o critério de fixação,  $c^*$ . Quando  $T$  for pequeno ( $T \leq 30$ ), o critério de fixação,  $c^*$ , pode ser zero para assegurar uma seleção conservadora; se  $T$  for grande,  $c^*$  pode ir assintoticamente para o valor crítico de 5%, ou seja, -1,65. Repete-se esse procedimento para todas as economias remanescentes e forma-se o primeiro sub-grupo de convergência a partir do grupo primário  $G_{k^*}$  suplementado pelas economias que atendem ao critério de fixação.

4) Forma-se um segundo grupo com as economias para o qual a regra de fixação falha no passo 3; estima-se a regressão  $\log t$  e se verifica se  $t_{\beta} > -1,65$ , que retrata o nível de significância do teste para a convergência. Se esta condição for atendida conclui-se que existem dois grupos de convergência distintos: o grupo primário  $G_{k^*}$  e o segundo grupo. De modo contrário, se a condição não for atendida, repete-se do passo 1 ao passo 3 para verificar se este segundo grupo pode ser subdividido em um número maior de clubes de convergência. Não existindo um conjunto composto por  $k \geq 2$  economias no passo 2 com  $t_k > -1,65$ , conclui-se que as economias remanescentes não podem ser subdivididas em subgrupos e, portanto, tais economias não convergem para um patamar comum.

Nota-se que, deste modo, o critério de fixação retira da amostra as economias que não demonstrem um crescimento em comum com os grupos primários. Tal critério permite, portanto, uma seleção apropriada dos grupos de convergência e, devido a esta seleção, reduz-se a possibilidade de se incorrer na Falácia de Galton.

---

<sup>16</sup> A condição  $\min\{t_k\} > -1,65$  retrata o nível de significância da análise, 5%.

## 5. Evidências Empíricas:

Os procedimentos descritos acima são aplicados a um painel de dados para a renda *per capita* das unidades federais brasileiras, 26 estados mais Distrito Federal, cobrindo o período de 1985 a 2005<sup>17</sup>. Phillips e Sul (2007) recomenda, contudo, que os primeiros  $q$  ( $= \text{int}\{T/3\}$ ) anos da amostra sejam descartados de forma que o efeito das observações iniciais seja amenizado. Seguindo a sugestão dos autores, foram descartadas as informações referentes ao período 1985-92.

Inicialmente, testa-se a convergência global através da equação (11)<sup>18</sup> para o conjunto de dados que abrange todos os estados brasileiros. Os resultados indicam uma estimativa de  $\beta_1$  igual a -0,598, com respectiva estatística  $t_{\hat{\beta}_1}$  de -15,56. Já que  $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$ , rejeita-se a hipótese nula de convergência global. Ou seja, os PIB's *per capita* estaduais não estão convergindo para um determinado nível de renda comum no País. Entretanto, como foi discutida anteriormente, mesmo que a hipótese de convergência nesse primeiro passo seja rejeitada, ainda é possível encontrar convergência de renda dentro de um grupo de estados.

Posto isso, prossegue-se o procedimento descrito na seção anterior para identificação de possíveis clubes de convergência. Devido à exigüidade da amostra, buscou-se uma maior parcimônia na determinação dos clubes fixando-se  $c^* = 0$ . Após a ordenação dos PIBs *per capita*, forma-se inicialmente um núcleo inicial com o Distrito Federal, que detém a renda *per capita* mais elevada, e o próximo estado com o maior PIB *per capita* dentre os restantes. A estimativa da estatística  $t_{\hat{\beta}_1}$  é -12,16 (com  $\hat{\beta}_1 = -7,264$ ), e, conseqüentemente, como  $\min\{t_k\} > -1,65$  não ocorre para esse grupo, então o Distrito Federal é uma unidade federativa divergente.

O termo divergente aqui empregado deve ser visto com cautela; ele sugere que o Distrito Federal possui uma trajetória de estado estacionário que não é compartilhada pelas demais unidades federativas. Isto pode ser decorrência de uma dinâmica própria

---

<sup>17</sup> Os dados estão em preços constantes deflacionados em R\$ de 2005 pelo IGP-DI.

<sup>18</sup>  $\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log(\log t) = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$  para  $t = T_0, \dots, T$

engendradora pela pesada participação relativa do setor público em relação às demais unidades federativas.

Continuando os passos do procedimento, o primeiro grupo de convergência identificado é formado pelo Espírito Santo, Mato Grosso, Rio de Janeiro, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins. As estimativas sugerem  $\beta_1 = 0,383$ , com estatística t de 3,336 para esse grupo. Para o restante do grupo, ou seja, para os 20 demais estados temos que  $\beta_1 = -0,782$ , com estatística t de -41,675. Novamente, como  $t_{\hat{\beta}_1} < -1.65$ , deve-se rejeitar a hipótese nula de convergência para a sub-amostra de estados remanescente, abrindo-se mais uma vez a possibilidade de formação de novos grupos de convergência dentre eles.

Prosseguindo dessa forma até se exaurirem as possibilidades de formação de clubes, as estimativas propõe a divergência do Distrito Federal e a formação de 5 grupos de convergência. As estimativas são descritas no quadro 1, a seguir.

### QUADRO 1 – CLUBES DE CONVERGÊNCIA IDENTIFICADOS

#### Divergente: Distrito Federal

#### Grupo 1: Espírito Santo, Mato Grosso, Rio de Janeiro, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins

GRUPO 1			GRUPO RESTANTE		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
Cte	-2.193	-7.326	Cte	0.191	3.908
Logt	0.383	3.336	Logt	-0.782	-41.675

#### Grupo 2: Goiás, Rio Grande do Sul e Paraná

GRUPO 2			GRUPO RESTANTE		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
Cte	-2.024	-7.231	Cte	0.325	12.343
Logt	0.322	3.005	Logt	-0.824	-81.657

#### Grupo 3: Acre, Amazonas, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Rondônia e Roraima

GRUPO 3			GRUPO RESTANTE		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
Cte	-2.079	-5.73	Cte	0.642	34.985
Logt	0.168	1.21	Logt	-1.005	-142.854

#### Grupo 4: Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe

GRUPO 4			GRUPO RESTANTE		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
Cte	-1.4	-7.869	Cte	1.282	64.019



Logt	0.123	1.805	Logt	-1.602	-208.772
<b>Grupo 5: Alagoas e Pará</b>					
<b>GRUPO 5</b>					
<b>Variável</b>	<b>Estimativa</b>	<b>Estatística t</b>			
Cte	-3.267	-7.59			
Logt	0.381	2.314			







Fonte: Elaboração Própria

As estimativas relatam que se têm  $2 > \beta_1 \geq 0$  para todos os grupos, ou seja, a análise revela que se tem evidência de convergência do nível do PIB per capita para os grupos. Os resultados discutidos aqui, entretanto, destoam de alguns estudos realizados para o Brasil e revelam que a convergência das taxas de crescimento anteriormente encontradas parece não ocorrer.<sup>19</sup> Acreditamos que este resultado decorre da incorporação do progresso tecnológico heterogêneo e da seleção mais adequada dos estados participantes de cada grupo.

Outros dois fatores que merecem atenção são o número de clubes de convergência e a distribuição regional dos mesmos. Estudos anteriores em âmbito estatal como os de Godim et alli (2007), Mossi et alli (2003) e Andrade et alli (2004), assim como a análise de Trompieri, Linhares e Castelar (2009) revelam a existência de dois, no máximo três clubes de convergência.

A metodologia aqui empregada sugere a existência de 5 grupos de convergência e aponta para o Distrito Federal seguindo uma dinâmica própria, independente do restante do painel. Além disso, a distribuição regional desses grupos também contraria, em parte, os estudos anteriores. A renda per capita média dos grupos (em R\$ de 2005), assim como sua distribuição regional, pode ser vista no mapa a seguir:

### MAPA DOS CLUBES DE CONVERGÊNCIA

	Clube 4: R\$ 5.579,92
	Clube 5: R\$ 5.151,54
	DF: R\$ 34.510,00
	Clube 1: R\$ 13.789,16
	Clube 2: R\$ 11.546,85
	Clube 3: R\$ 8.863,33

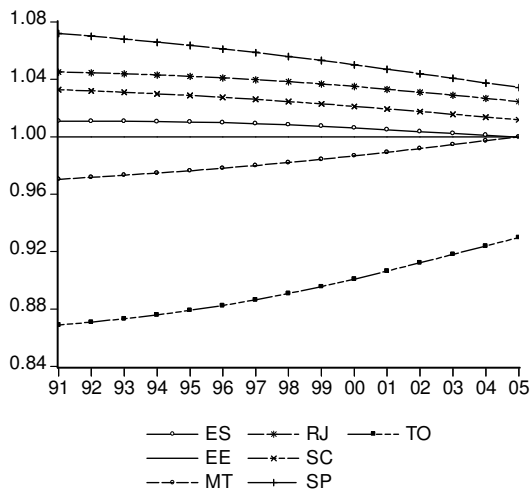
<sup>19</sup> Para uma discussão detalhada de estudos anteriores ver Chaves (2003).



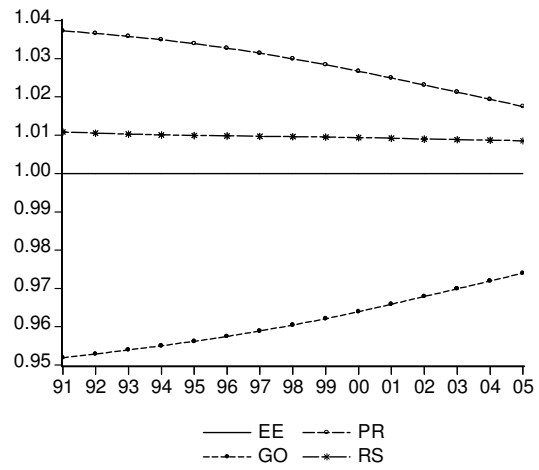
Os gráficos a seguir demonstram a trajetória de transição do PIB per capita dos estados para cada grupo levando em consideração o estado estacionário condicionado aos dados de cada grupo. A partir dos gráficos é possível uma visualização dos comportamentos de “milagres de crescimento”, “catch-up” e “slow-down” dos estados brasileiros.

Uma questão de interesse na metodologia aqui empregada é a de que, nem sempre  $\sigma$ -convergência implica  $\beta$ -convergência, ou seja, utilizando a técnica proposta por Phillips e Sul (2007), a ocorrência da falácia de Galton é minimizada. A falácia de Galton discorre sobre a idéia errônea de que, se a variância temporal de duas séries está, na média convergindo, então estas duas séries estão convergindo para um mesmo patamar; ou seja, ao se admitir que São Paulo (que é a unidade do Grupo 1 com transição dinâmica de renda per capita em declínio mais evidente) e Maranhão (que é a unidade do quarto grupo com dinâmica de transição mais ascendente) estão convergindo, estar-se-ia incorrendo em tal falácia, posto que, como se pode observar no mapa dos clubes e nas análises das dinâmicas de transição, ambas unidades estão convergindo para patamares de renda per capita distintos.

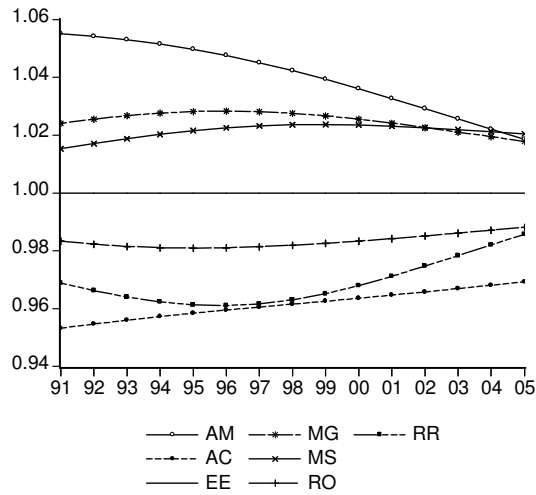
**FIG.1: GRUPO 1**



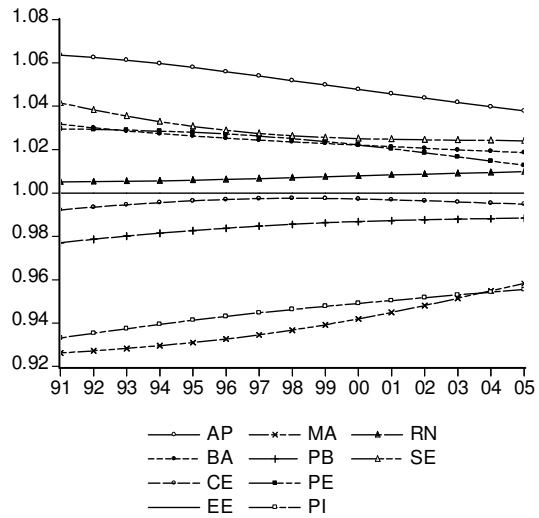
**FIG.2: GRUPO 2**



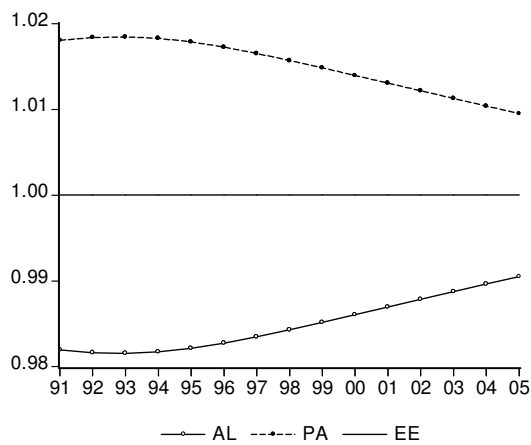
**FIG.3: GRUPO 3**



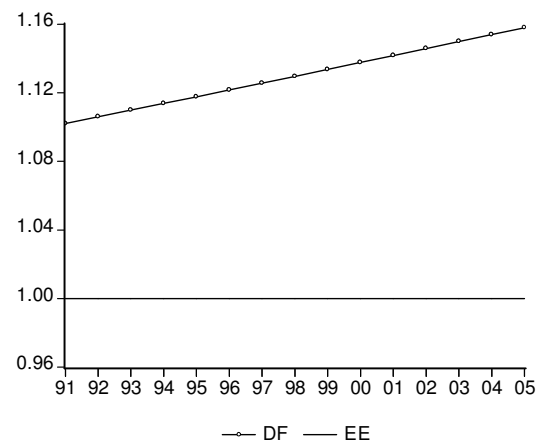
**FIG.4: GRUPO 4**



**FIG.5: GRUPO 5**



**FIG.6: DISTRITO FEDERAL**



Na figura 1 têm-se os estados do **Grupo 1**. Vê-se que os estados do sudeste pertencentes a este grupo (São Paulo, Rio de Janeiro e Espírito Santo) e também o estado da Santa Catarina partem de condições iniciais superiores e apresentam uma trajetória de “slow-down” para o suposto estado estacionário do grupo. Os estados do Tocantins e do Mato Grosso possuem rendas per capita iniciais mais modestas que o restante do grupo, entretanto, constata-se um nítido “catch-up” destes estados (o crescimento da renda per capita nestes estados de 1985 para 2005 foi de 162% e 127%, respectivamente). Este fato reforça a hipótese de que estados mais pobres tendem a crescer de modo mais acelerado que os estados mais ricos. Na figura 2 tem-se os estados do **Grupo 2**: vê-se que o estado de Goiás vem crescendo sistematicamente e isto pode estar relacionado com um possível efeito transbordamento advindo de Brasília. O Rio Grande do Sul vem apresentando uma trajetória de crescimento relativamente constante enquanto que o estado do Paraná apresenta trajetória de “slow-down”. A figura 3 apresenta o **Grupo 3**. Este grupo reúne grande parte dos estados da região Norte (Acre, Amazônia, Rondônia e Roraima) e também os estados do Mato Grosso do Sul e de Minas Gerais. O Acre e Rondônia parecem vir convergindo numa trajetória monotonicamente crescente para a unidade; Roraima, por sua vez, parte de uma condição próxima da média das condições iniciais destes dois municípios, diverge inicialmente e posteriormente converge mais forte do que o estado do Acre. A Amazônia apresenta a trajetória de “slow-down” mais acentuada do Brasil podendo ser taxada como o exemplo recente de “desastre” de crescimento (a renda per capita desse estado em 2005 caiu 11% em relação ao ano de 1985). O estado de Minas parece começar a divergir para cima no início da década de 90, mas retrocede e volta para um patamar um pouco reduzido em relação às suas condições iniciais. Mato Grosso do Sul parece vir apresentando uma trajetória de crescimento sustentado. O comportamento das trajetórias de transição dos Grupos 4 e 5 são apresentados respectivamente nas figuras 4 e 5. O **Grupo 4** concentra os estados do nordeste (com exceção de Alagoas) e também o estado do Amapá. Este último estado vem apresentando trajetória de “slow-down” retilínea e pouco acentuada. Sergipe e Pernambuco também apresentam trajetórias desse tipo, entretanto, a trajetória de Sergipe é mais acentuada inicialmente, enquanto que a trajetória de Pernambuco se acentua mais na segunda metade do período em análise. Bahia e Rio Grande do Norte parecem apresentar um crescimento relativamente sustentado. O Ceará parece ser o estado que possui a trajetória de transição com maior conformidade em relação ao possível estado estacionário do grupo, enquanto que estados como o Piauí e a Paraíba traçam singelas transições de “catch-up”; transição esta que fica mais evidenciada para o estado do Maranhão. No **Grupo 5** temos Alagoas e o Pará com nítidas trajetórias de transição apontando, respectivamente, para um possível “catch-up” e um possível “slow-down”. O **Distrito Federal** é o único estado que não se enquadra na formação de nenhum clube de convergência. Na figura 6 apresentamos o comportamento do mesmo levando em conta uma possível tendência de crescimento comum para o Brasil como um todo. As condições iniciais do Distrito Federal estão acima dessa possível tendência e esta região continua se distanciando da mesma. O Distrito Federal, portanto, pode ser tido como um estado divergente que representa o principal exemplo de milagre de crescimento no Brasil.

## 6. Conclusão

Como foi visto, a hipótese de progresso tecnológico heterogêneo motivaram Philips e Sul (2007) a formularem um modelo de fatores não linear composto de um elemento idiossincrático, que varia no tempo e capaz de mensurar os efeitos individuais de transição para um estado estacionário condicionado aos dados, e um fator de

tendência estocástica comum, capaz de capturar os efeitos da tecnologia pública. A análise desta modelagem, sob hipóteses menos restritivas, sugere um teste estatístico capaz de selecionar adequadamente uma amostra de economias que representem um determinado clube de convergência.

Com base nesta nova abordagem econométrica, nossos resultados sugerem que o Distrito Federal possui uma dinâmica própria independente do restante do painel e sugere a existência de 5 clubes de convergência no Brasil, não necessariamente dispostos em regiões geográficas distintas. A análise sugere também que a convergência das taxas de crescimento econômico entre os grupos não ocorre, mas que se verifica uma convergência do nível das rendas *per capita* estaduais dentro de cada clube. Também encontramos evidências de convergência condicional.

Os resultados encontrados aqui destoam levemente dos resultados de trabalhos anteriores, entretanto, acreditamos que esta nova abordagem sugere resultados mais próximos da realidade brasileira e que ganham um maior suporte dos dados.

## 7. *Bibliografia*

Andrade, E., Laurini, M., Madalozzo, R., & Valls Pereira, P. L. (2004). Convergence clubs among brazilian municipalities. *Economics Letters*, 83(2):179–184. available at <http://ideas.repec.org/a/eee/ecolet/v83y2004i2p179-184.html>.

Azzoni, C. R., Menezes-Filho, N., Menezes, T., & Silveira-Neto, R. (2000). *Geography and income convergence among brazilian states* washington. Disponível em <http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubR-395.pdf>

Andrew B. Bernard & Charles I. Jones (1996). "Technology and Convergence". *The Economic Journal*, 106 n 437: 1037-1044, Jul. 1996. <http://www.jstor.org/stable/2235376>

Chaves, M. A. (2003). "*Examinando as desigualdades regionais: Um teste de convergência para a renda per capita familiar brasileira, 1970-1991*" Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico. 2003

Ferreira, A. & Diniz, C. (1995). Convergência entre as rendas per capita estaduais no brasil. *Revista de Economia Política*, 15(4).

Duffy, J. & Papageorgiou, C., (2000). "A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification", *Journal of Economic Growth*, Springer, 5(1): 87-120, March 2000.

Durlauf, S. N. & Johnson, P. A. (1995). Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4):365–84. available at <http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v10y1995i4p365-84.html>.

Durlauf, S. N., Johnson, P. A., & Temple, J. R. W. (2004). *Growth econometrics*. Disponível em <http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP61.pdf>

Ferreira, A. & Ellery Jr., R. (1996). Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, 16(1):83–104.

Ferreira, A. (1996). Evolução recente das rendas per capita estaduais no brasil: o que a nova evidência mostra. *Revista Econômica do Nordeste*, 27(3):363–374.

Ferreira, A (1999), Concentração Regional e Dispersão das Rendas per Capita Estaduais: um comentário, *Estudos Econômicos*, São Paulo, 29(1): 47-63.

Ferreira, A. (2000). Convergence in brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, 32(4):479–489.

Gondim, J. L. B.; Barreto, F. A. & CARVALHO, J. R. (2007) "Condicionantes de clubes de convergência no Brasil". *Estudos Econômicos*, São Paulo, 37(1), 2007.

Hansen, B.E., 2000. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* 68: 575–603.

Howitt, P. & Mayer-Foulkes, D. (2005) R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs, *Journal of Money, Credit and Banking* (February 2005) 37: 147-77.

Jones, C. I. (1997). On the evolution of the world income distribution. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3):19–36. available at <http://ideas.repec.org/a/aea/jecper/v11y1997i3p19-36.html>.

Jones, L.E. and Manuelli, R.E. (1990). A convex model of equilibrium growth: theory and policy implications. *Journal of Political Economy* 98: 1008–1038.

Kremer, M; Onatski, A. & Stock, J. (2001), "**Searching for prosperity**," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, 55(1): 275-303, December 2001.

Mossi, M., Aroca, P., Fernandez, I., & Azzoni, C. R. (2003). Growth dynamics and space in brazil. *International Regional Science Review*, 26(3):393–418.

Paixão, A. S. ; Diniz, M. B. ; Oliveira Júnior, J. N. ; Ferreira, R. T. (2008), "Amazônia Legal: Análise de convergência da renda municipal a partir de um Modelo Threshold". In: XIII Encontro Regional de Economia - Fórum BNB de Desenvolvimento, 2008, Fortaleza. Anais do XIII Encontro Regional de Economia - Fórum BNB de Desenvolvimento. Fortaleza : Editora do BNB, 2008.

Peter C. B. Phillips & Donggyu Sul (2007). "Transition Modeling and Econometric

Convergence Tests," *Econometrica*, Econometric Society, 75(6): 1771-1855, November 2007.

Quah, D. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40:1353–1375.

Romer, Paul M, (1990). "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 98(5): 71-102, October.

Trompieri, Linhares e Castelar (2009) "*Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Abordagem em Painel Dinâmico com Efeito Threshold*" Artigo apresentado no Encontro da ANPEC 2008 - Salvador BA, 2008; disponível em [www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf)

Zini Jr., Álvaro (1998), Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants, *Economia Aplicada*, vol. 2.