

Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico

RESUMO

Examina a existência de tendências de crescimento comuns e formação de clubes de convergência entre os estados do Brasil, admitindo a possibilidade de heterogeneidade em seus processos de desenvolvimento tecnológico. Com base na metodologia de séries temporais proposta por Phillips e Sul (2007), verifica que há a formação de dois clubes de convergência: um primeiro formado pela grande maioria dos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste e um segundo, formado principalmente pelos estados do Norte e do Nordeste. Depura algumas inconsistências encontradas em estudos anteriores, mas reforça, de um modo geral, grande parte das evidências encontradas até então.

PALAVRAS-CHAVE:

Tecnologia Heterogênea. Convergência do PIB *Per Capita*. Clubes de Convergência. Dinâmica de Transição Relativa. Teste *Log t*.

Christiano Penna

- Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece);
- Doutorando do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) / Universidade Federal do Ceará (UFC).

Fabício Linhares

- Professor do CAEN / UFC.

1 – INTRODUÇÃO

Convergência de renda é um tema sempre presente nos estudos sobre crescimento e integração econômica, pois tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e sobre a forma como políticas públicas atuam neste processo. A variedade de modelos, ideias e resultados presentes na literatura são provas cabais da importância acadêmica dessa linha de pesquisa e de sua notável evolução.

A hipótese de convergência foi inicialmente testada com base em uma regressão *cross-section* formulada a partir da dinâmica do modelo de crescimento de Solow. Como grande parte dos exercícios empíricos indicava evidências a favor desta hipótese, a literatura em crescimento passou a interpretar o indício de convergência em favor da produtividade marginal decrescente do capital e, portanto, como prova contrária à teoria neoclássica do crescimento endógeno.¹

Todavia, a teoria de que o progresso tecnológico é um bem público e de que o desenvolvimento tecnológico se dá de maneira heterogênea entre economias, como discutido em Lucas Junior (2002), pode, ainda assim, ser incorporada ao modelo neoclássico, de modo a explicar a formação de clubes de convergência. A partir de 1996, diversas metodologias de análise empírica foram empregadas buscando identificar clubes de convergência. Grande parte destas análises, entretanto, parece não ter dado a devida importância ao papel da tecnologia para o processo de convergência das rendas *per capita*.

Buscou-se, aqui, avançar neste sentido, propondo uma análise da convergência e da formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. Como o presente trabalho dá continuidade à análise de convergência, uma breve retrospectiva dos estudos, tanto de âmbito nacional quanto internacional, tratando da questão tecnológica faz-se condizente com o tema.

Inicialmente, grande parte dos estudos sobre convergência de renda foi realizada a partir das ideias discutidas em Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992), e neles são definidos os conceitos de σ -convergência e β -convergência absoluta e condicional. Com base em diferentes amostras para países e regiões, esses autores encontram pouca evidência em favor de σ -convergência e β -convergência absoluta; mas, mantendo-se constantes variáveis *proxies* para um possível estado estacionário das economias, teve-se forte indício de β -convergência condicional. Mankiw; Romer e Weil (1992) também encontraram resultados que corroboram as análises de Barro e Sala-i-Martin (1992).

No Brasil, diversos autores abordaram o processo de convergência com base nas definições de Barro e Sala-i-Martin (1992) utilizando a regressão com dados *cross-section* proposta por ele e, assim como esta referência, encontraram evidências de uma taxa de convergência relativamente baixa ou até mesmo inexistente para as regiões brasileiras. Entretanto, um consenso que parece haver nestes trabalhos é de que também prevalece a β -convergência condicional. Dentre estes trabalhos, podem ser citados Ferreira e Diniz (1995); Ferreira e Ellery Junior (1996); Ferreira (1996, 1999); Zini Junior (1998) e Azzoni et al. (2009).

Tais trabalhos, contudo, 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 (1992) e, com base na evolução da dispersão da produtividade total dos fatores entre economias, evidenciam o quanto relevantes são as informações descartadas na análise de convergência ao se desconsiderarem a endogeneidade e a heterogeneidade do componente tecnológico e os efeitos da transferência tecnológica entre economias.

Já no campo empírico, 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. Deste modo, os resultados com base em regressões com dados de corte transversal poderiam estar sendo influenciados

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

pelo que se conhece na literatura por Falácia de Galton (19--)² Dentro deste escopo, Quah (1996) levanta uma série de argumentos em favor dos fenômenos de *catch-up* e de *pushing back* até então inexplorados na análise de convergência e, utilizando métodos não-paramétricos e matrizes de transição de Markov, identifica as probabilidades de uma determinada economia melhorar sua posição relativa quanto a um grupo de economias.³ 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 Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e países não-membros da organização.

Nesta mesma vertente, os trabalhos dirigidos ao Brasil encontram evidências de uma convergência dinâmica para uma distribuição bimodal, também caracterizando a existência de dois clubes de convergência no Brasil, destacando-se aí as análises de Mossi et al. (2003); Andrade et al. (2009); Laurini; Andrade e Valls Pereira (2005) e Gondim; Barreto e Carvalho (2007).

Embora, nos últimos anos, o trabalho de Quah (1996) tenha-se tornado referência na literatura, a validade de suas conclusões vem sendo criticada. Como ressaltado por Jones (2009) 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. Este último problema acontece quando ocorre um “alisamento para fora” na distribuição devido

2 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.

3 Apesar do ceticismo, Quah (1996) chega aos mesmos resultados de Durlauf e Johnson (2009) 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.

a uma seção transversal vir melhorando sua posição relativa e, ao mesmo tempo, ocorrerem 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 de Solow levando em conta a heterogeneidade específica de cada economia. Esta generalização relaxa a suposição de que todas as economias possuem funções de produção agregadas e 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 permitirem funções de produção específicas de cada economia, ou seja, funções de produção locais.

Buscando avançar na análise, Durlauf e Johnson (2009) empregaram 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 de 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 de as economias se agruparem em múltiplos regimes de crescimento (ou múltiplos estados estacionários). A justificativa principal destes 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 existentes entre as economias.

Coelho e Figueiredo (2007) aplicam a metodologia Cart⁴ 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

4 Nos moldes da proposta de Johnson e Takeyama (2003).

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 destes clubes se deve, em grande parte, a desigualdades existentes entre as regiões e não dentro das regiões.

Um tipo de investigação empírica que vem ganhando espaço na atualidade é a baseada em modelos não-lineares. Hansen (2000) utilizou a mesma base de dados de Durlauf e Johnson (2009) e, através de um modelo econométrico com efeito *threshold* condicionado ao nível de renda *per capita*, encontra indícios de que as economias tendem a formar grupos de convergência cujas características dos membros são semelhantes.⁵

O trabalho de Trompieri; Linhares e Castelar (2009), 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 Hansen (2000). Apesar de utilizarem técnicas diferentes das de Coelho e Figueiredo (2007), os autores também sustentam a hipótese de dois clubes de convergência distintos no Brasil.

Dando sequência à análise da convergência de renda no Brasil e buscando depurar os resultados anteriores através de técnicas econométricas mais recentes, este artigo emprega a ideia discutida em Lucas Junior (2002) e a metodologia de Phillips e Sul (2007) às séries temporais de renda *per capita* das unidades federativas do Brasil. 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.⁶ Este novo método de estudo opera sob a hipótese de que o aprendizado tecnológico pode ser diferente ao longo do tempo e entre as economias e 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.

A metodologia de Phillips e Sul (2007) é fundamentada nas teorias apresentadas em Parente e Prescott (1994); Basu e Weil (1998) e Lucas Junior (2002) e, recentemente, em Howitt e Mayer-Foulkes (2005). Estes estudos discutem o papel do progresso tecnológico no crescimento de forma distinta, explorando 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, existindo barreiras, a capacidade de adoção e criação de tecnologia dos países deve passar a balizar esta convergência global; este processo resultaria então na criação de clubes de convergência definidos pela capacidade de adoção da tecnologia disponível.

Tal metodologia se adequa às questões da dinâmica relativa e dos fenômenos de *catch-up* e *pushing back*, discutidos em Quah (1996), permitindo ainda a análise de uma série de possibilidades de trajetórias de transição para um estado estacionário condicionado, única e exclusivamente, aos dados de renda *per capita*. Dadas tais trajetórias e supondo que as economias compartilham de um padrão de crescimento comum, esta metodologia sugere também um teste estatístico que ganha poder ao ser aplicado recursivamente sobre as unidades transversais, possibilitando, assim, a seleção adequada de uma amostra de economias que representem um determinado clube de convergência.

O restante do trabalho ficou assim dividido: A seguir aborda-se o processo de convergência sob a 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 ideia por trás do teste *Log t*. A quinta secção discorre sobre o algoritmo para identificar clubes de convergência. A secção seguinte discorre sobre os dados utilizados e relata as evidências empíricas encontradas. Por fim, tecemos nossas conclusões.

5 Embora Hansen (2000) e Durlauf e Johnson (2009) utilizem técnicas econométricas distintas, seus resultados foram bastante similares.

6 Notando que tal hipótese atende às questões levantadas por Bernard e Jones (1996) e tem implicações importantes na análise de convergência.

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 à análise da β -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, ideia defendida por Romer (1990).⁷ 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, ξ , enquanto as economias menos desenvolvidas tornam-se seguidoras destes países, cada qual 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. Denotando por $\lambda_{i,t}$ o componente que capta a defasagem ou avanço tecnológico de uma determinada economia i em relação à tecnologia comum disponível, deve-se assumir que:

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

$$g_{i,t} = \lambda_{i,t}\xi + c \frac{\dot{\lambda}_{i,t}}{\lambda_{i,t}} \quad (1)$$

Tal formulação revela que a taxa de crescimento tecnológico da economia i agora é dada por

$$g_{i,t} + \dot{g}_{i,t} = g_{i,t} \left(1 + \frac{\dot{g}_{i,t}}{g_{i,t}} t \right) \text{ e é dependente do tempo.}$$

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

⁷ Assume-se que C_t é a tecnologia comum disponível no tempo t e

$$C_0 = e^c > 0 \text{ é o estoque inicial de tecnologia comum em } t = 0$$

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 Barro e Sala-i-Martin (1992) são inconsistentes e viesadas, devido a problemas de endogeneidade e de variáveis omitidas, além de recaírem no problema da Falácia de Galton (19--). (QUAH, 1996).⁸ Estas estimativas podem, então, não ser diretamente interpretadas como evidências de convergência.

2.1 – Analisando Convergência de Renda com Tecnologia Heterogênea

Como argumentam Durlauf, Johnson e Temple (2009), a trajetória dinâmica para o estado estacionário do log do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* de uma economia é dada por:

$$\log y_{i,t} = \log A_{i,0} + (\log y_{i,t-T} - \log y_{i,t}^*) e^{-\beta t} + \log y_{i,t}^* + g_i t$$

$$= \alpha_i + g_i t, \quad (2)$$

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, que é invariante entre as economias.

Pode-se reescrever a especificação (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:

⁸ Para maiores detalhes, ver Phillips e Sul (2007). No tocante aos estudos que não levam em consideração a tecnologia, Islam (1995) 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 viés de estimação.

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

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 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, que agora são 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, μ_t , que represente essa 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:

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

onde $b_{i,t}$ é a participação na tendência comum, μ_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), μ_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, μ_t .⁹

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,

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

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,¹⁰ pois

$$b_{i,t} = g_{i,t} + \frac{a_{i,t}}{t} \rightarrow g_i \text{ quando } t \rightarrow \infty.
\tag{6}$$

Note-se que $g_{i,t} \rightarrow g$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$. Essa condição é necessária para a convergência do nível do $\log y_{i,t}$ 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, $b_{i,t}$, definido como:

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

9 Note-se 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 $A_{i,t}$).

10 Em comparação com as propostas anteriores, note que, agora, a trajetória / posição de estado estacionário também é determinada endogenamente ao modelo, ou seja, não é necessário requerer as variáveis *proxy* para o estado estacionário usualmente utilizadas para a análise de β -convergência condicional.

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

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, μ_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 $t \rightarrow \infty$. Ressalta-se ainda que, se isso ocorrer, no longo prazo, a variância *cross-section* de $h_{i,t}$ converge para zero; ou seja, tem-se que

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

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. O Diagrama 1, fornece algumas ilustrações gráficas das várias fases de transição possíveis:

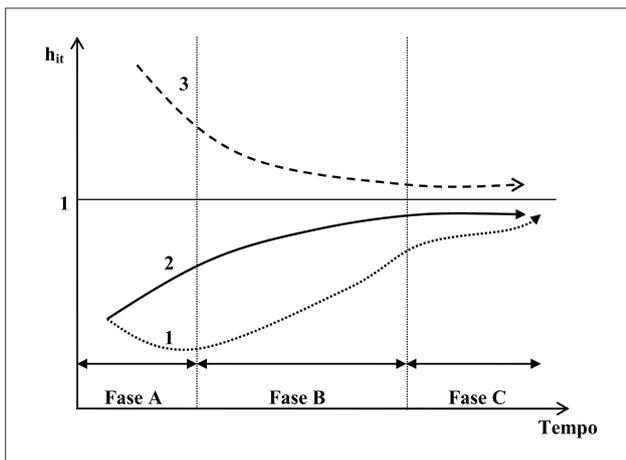


Diagrama 1 – Fases de Transição

Fonte: Phillips e Sul (2007).

O Diagrama 1 traz três exemplos de trajetórias de transição relativa, cada um deles satisfazendo a

¹¹ 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 μ_t , e é bastante cômoda, pois requer um único parâmetro de *smooth* como *input*.

condição de convergência.¹² 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 relativos convirjam 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).

2.2 – 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 ideia 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 eles são tendências estocásticas lineares. Para tanto, propõe-se a seguinte forma semiparamétrica:

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

onde $L(t)$ é uma função *slowly varying* (SV), crescente e divergente no infinito;¹³ $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$,

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

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

α 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 essa formulação assegura que $b_{it} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$. Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

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

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

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

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

Hipóteses alternativas

$$\begin{cases} H_{A1} : b_i = b, \forall i \ \& \ \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \end{cases}$$

para algum i & $\alpha \geq 0$ ou $\alpha < 0$

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:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$$

para $t = T_0, \dots, T$, (11)

onde H_1 / H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ e

$$h_{it} = \log \hat{y}_{it} / N^{-1} \sum_{i=1}^N \log \hat{y}_{it}$$

¹⁴ Sobre hipótese nula de convergência de crescimento, a estimativa pontual do parâmetro β_1 converge em probabilidade para o parâmetro de velocidade de convergência em escala 2α . 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 β_1 converge para zero, independente do verdadeiro valor de α , e a estatística t diverge para $-\infty$, dando ao teste t unilateral um poder discriminatório contra as hipóteses alternativas.

Sob hipótese nula, os coeficientes de (11) podem ser testados com base num teste t unilateral, robusto a autocorrelação 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_{it} para g . Como ressaltado anteriormente, se $g_{it} \rightarrow g$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$, tem-se uma condição necessária para a convergência do nível de $\log y_{i,t}$ 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, μ , seguir ou um caminho aleatório com *drift* ou um processo estacionário em tendência, então, sempre se terá evidência de convergência da 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 sequencial do teste $\log t$ permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às características regionais que condicionem o devido agrupamento deste clube.¹⁵ 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 subgrupo 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 subgrupo. Escolhe-se um grupo formado por

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

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 subgrupo, $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$ 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 sequenciais 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 subgrupo 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.

2.3 – Análise Empírica

Os procedimentos descritos acima são aplicados a um painel de dados das rendas *per capita* dos 26 estados brasileiros. A base de dados aqui utilizada é a mesma utilizada por O. Lima; Notini e Gomes (2009). Esta base segue a metodologia proposta por Azzoni (1997), que decompõe o PIB real brasileiro de acordo com as participações relativas de cada estado. Os dados estão em preços constantes de 2008, em R\$ de 2008, e a base completa aborda o período de 1939 a 2006; entretanto, seguiu-se Ferreira (1999) e optou-se por trabalhar com um período reduzido, que vai de 1970 a 2006.¹⁷

O Distrito Federal foi excluído da análise, pois a renda *per capita* desta unidade federativa é engendrada pela pesada participação relativa do setor público no produto e não pelo progresso tecnológico. Posto isto, a inclusão desta unidade no painel possivelmente indicaria uma trajetória de crescimento comum com outro estado como, por exemplo, São Paulo, mas este resultado traria consigo algum tipo de viés.

Os Estados do Acre, Amapá, Mato Grosso do Sul, Roraima e Rondônia foram fundados em 1985 e o Estado do Tocantins, apenas em 1988. No tocante às políticas públicas, alguns gestores poderiam estar preocupados com o comportamento dinâmico da renda *per capita* destes estados; seria interessante, portanto, buscar incorporar estas unidades federativas à análise.

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

¹⁷ Ferreira (1999, p. 49-50) aponta uma série de possíveis inconsistências nos dados de Azzoni (1997) pré-1970 e ressalta que, "embora em estudos sobre a evolução das desigualdades regionais a utilização de séries temporais tão amplas quanto possível seja, em princípio, desejável, pode ser apropriado restringir a análise a períodos mais curtos".

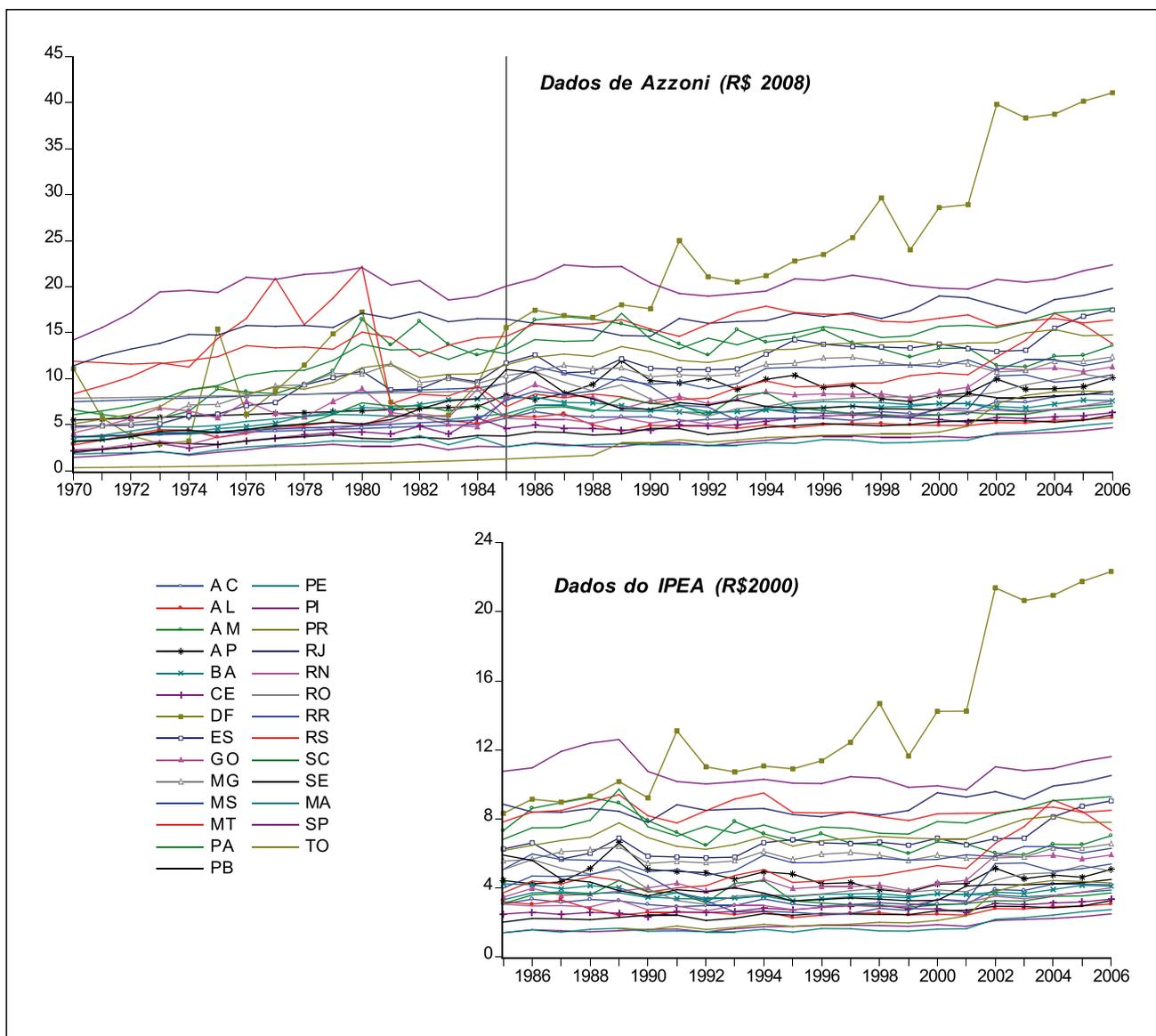


Gráfico 1 – Comparativo entre Bases de Dados

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados de Azzoni (1997) e da Base de Dados do IPEADATA.

Como não existem dados para o período pré-fundação destes estados, uma maneira viável de incluí-los na análise consiste em *i)* inverter a cronologia dos dados dentro do período em análise, *ii)* realizar uma previsão dinâmica e *iii)* preencher a série invertendo novamente a cronologia dos pontos previstos.¹⁸

Apesar de existirem técnicas mais avançadas para a extensão destas variáveis, esta técnica não deve incorrer em sérios problemas, uma vez que os dados gerados para o período anterior à fundação dos estados são filtrados e devem apenas contribuir para a formulação do coeficiente de transição relativo descrito em (7). Além disso, Phillips e Sul (2007) recomendam que os primeiros anos da amostra – cerca de 30% do período inicial – sejam descartados para amenizar o efeito das observações iniciais; seguindo esta sugestão, o efeito dos dados gerados para o período anterior à fundação destes

180 que foi feito aqui pode ser entendido como uma “previsão para trás”; para todas as séries, partiu-se de uma especificação Autoregressive Moving Average Model (ARMA) (5,5) e testaram-se ordens (p,q) que melhor se ajustassem aos dados. Para todos os 6 estados, o processo Autoregressive Model (AR) (1) obteve maior êxito para explicar a dinâmica da renda *per capita*.

estados desaparece ao se testar a hipótese de convergência.¹⁹

A comparação entre os dados aqui utilizados (os dados de Azzoni (1997), que abordam o período de 1970 a 2006 mais a renda *per capita* estendida até 1970 dos estados fundados recentemente) e os dados disponibilizados no Ipeadata parece não apresentar grandes diferenças.²⁰ Tal comparação pode ser vista a seguir.

2.4 – Evidências

Inicialmente, testa-se a convergência global através da equação (11)²¹ para o conjunto de dados que abrange as 26 unidades federativas. Os resultados indicam uma estimativa de β_1 igual a -0,25654, com respectiva estatística $t_{\hat{\beta}_1}$ de -18.82931. Já que $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$, rejeita-se a hipótese nula de convergência global. Ou seja, os PIB *per capita* estaduais não estão convergindo para um determinado nível de renda comum no país. Isto sugere que a hipótese de convergência absoluta deveria ser descartada; entretanto, como foi discutido anteriormente, mesmo que a hipótese de convergência nesse primeiro passo deva ser rejeitada, ainda é possível encontrar convergência de renda dentro de um grupo de estados.

Posto isso, dá-se continuidade ao procedimento descrito na seção anterior para identificação de possíveis clubes de convergência. Devido à exiguidade da amostra, buscou-se uma maior parcimônia na determinação dos clubes fixando-se $c^* = 0$. Após a ordenação dos PIB *per capita*, forma-se primeiro um núcleo inicial com São Paulo, que detém a renda *per capita* mais elevada, e o próximo estado com o maior PIB *per capita* dentre os restantes (Rio de Janeiro). Para estes dois estados, a estatística de teste foi 8,233, ou seja, não se deve rejeitar a hipótese de que Rio e São Paulo formam um núcleo de convergência. O algoritmo prossegue adicionando estados ao núcleo e finda por identificar o primeiro clube; este primeiro clube é formado pelos estados do Espírito

Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins. As estimativas sugerem $\hat{\beta}_1 = 0,467$, com estatística t de 7,770 para esse grupo.²²

Depois disto, testa-se a hipótese de que os estados remanescentes formam um segundo grupo de convergência; como se obtém $t_{\hat{\beta}_1} = -0,353 < -1,65$, não se deve rejeitar esta hipótese, e identifica-se o segundo clube de convergência formado por Acre, Alagoas, Amazônia, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima e Sergipe.

Uma síntese das estimativas é organizada na Tabela 1, a seguir. As estimativas relatam que o critério $\hat{\beta}_1 \geq 2$ não é atendido em ambos os grupos, ou seja, tem-se evidência de convergência do nível do PIB *per capita* para os grupos, mas não da taxa de crescimento desta variável.

Tabela 1 – Clubes de Convergência Identificados

(G1) Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins			(G2) Acre, Alagoas, Amazônia, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima e Sergipe		
<i>Variável</i>	$\hat{\beta}$	$t_{\hat{\beta}}$	<i>Variável</i>	$\hat{\beta}$	$t_{\hat{\beta}}$
Cte	-2.813	-14.788	Cte	-1.987	-9.326
Log t	0.467	7.770	Logt	-0.024	-0.353

Fonte: Cálculos dos Autores.

Como foi discutido anteriormente, esta metodologia permite traçarem-se as dinâmicas de transição para o estado estacionário de cada unidade federativa que compõe um determinado grupo. Este estado estacionário não requer variáveis de controle, pois tem a vantagem de ser condicionado aos próprios dados de renda *per capita* do painel. A seguir, é apresentada a dinâmica de transição para o

¹⁹ A análise que se segue é robusta à inclusão dos estados com fundação mais recente, ou seja, a análise não se altera ao excluirmos estes estados da amostra.

²⁰ É necessário ressaltar que estão sendo expostas duas metodologias distintas, mas congruentes.

²¹ $\log \frac{H_t}{H_0} - 2 \log(\log t) = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$, para $t = T_0, \dots, T$

²² Aqui cabe um adendo: o corte de uma fração menor das observações iniciais (20%, por exemplo) tende a deslocar os estados de MG e AM do terceiro para o segundo grupo; esta é uma questão que será discutida em maiores detalhes mais adiante. Ademais, os grupos formados são robustos a estas alterações.

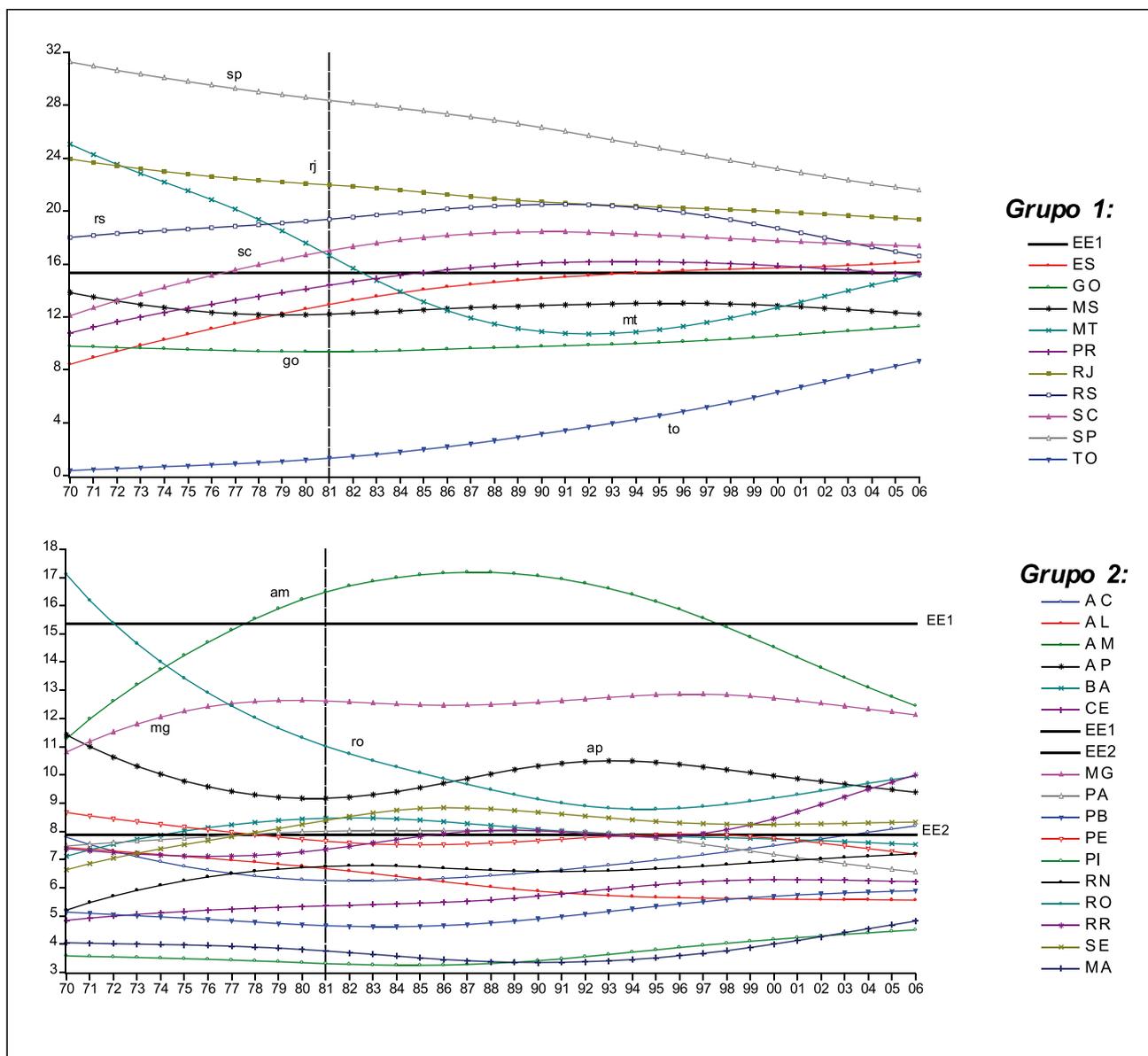


Gráfico 3 – Dinâmica de Transição para o Estado Estacionário*

* Nota: O estado estacionário sugerido é a média das rendas *per capita* estaduais filtradas dos estados que participam de cada clube. A reta vertical tracejada indica o período de dados descartados para cômputo, conforme sugestão de Phillips e Sul, do teste log t.

estado estacionário dos membros que compõem este e o outro clube.

Os resultados apresentados até aqui estão em conformidade com grande parte dos estudos anteriores e uma discussão detalhada do que pode estar ocorrendo em cada grupo não é o foco deste trabalho. Entretanto, alinhando o trabalho com a literatura já existente, a análise de um caso se faz necessária: o comportamento da dinâmica de transição dos Estados

de Minas Gerais e do Amazonas.

Como foi destacado anteriormente, o corte de uma fração menor das observações iniciais tende a deslocar os estados de MG e AM do segundo para o primeiro grupo. Observando trajetória de transição da renda *per capita* destes estados, constata-se que isto ocorre, pois, ao descartar menos informação, dá-se mais peso a um ensaio de *catch-up* destes estados ao estado estacionário do grupo de renda mais elevada, EE1.

mesmo estado estacionário, formando clubes de convergência; (iv) a hipótese de que estados com renda *per capita* inicial relativamente mais baixa devem crescer mais rapidamente deve ser vista com cautela (vide os exemplos do Maranhão e do Piauí); entretanto, esta teoria se verifica para grande parte dos estados nesta condição; (v) a convergência das taxas de crescimento econômico entre os grupos não ocorre, mas se verifica uma convergência do nível das rendas *per capita* estaduais dentro de cada clube; (vi) os resultados discutidos aqui dão suporte a grande parte dos estudos realizados para o Brasil até então (MOSSI et al., 2003; ANDRADE et al., 2009; LAURINI; ANDRADE; VALLS PEREIRA, 2005; MENEZES; SILVEIRA NETO; AZZONI, 2006; GONDIM; BARRETO; CARVALHO, 2007; TROMPIERI; LINHARES; CASTELAR, 2009); (vii) a discordância em trabalhos anteriores da inclusão do Amazonas e de Minas Gerais num clube ou noutro parece ter um caráter amostral; ao se trabalhar com uma amostra mais curta, dá-se menos peso ao ensaio de *catch-up*, ocorrido durante os anos 1970, destes estados ao estado estacionário do grupo de renda mais elevada; (viii) há forte evidência de σ -convergência, pelo menos dentro de cada grupo; (ix) a disposição geográfica parece influenciar no processo de formação de clubes de convergência, corroborando a hipótese de que os estados do Sul, Sudeste e Centro-oeste vêm-se segregando dos estados do Norte e do Nordeste.

ABSTRACT:

This article examines the existence of common trends in growth and the formation of convergence clubs among the Brazilian states, allowing the possibility of heterogeneity in their processes of development. Based on the methodology of time series proposed by Phillips and Sul (2007), it appears that there is the formation of two convergence clubs: the first formed by most of the states of the South, Southeast and Center-west, and a second formed mainly by the states of North and Northeast. The analysis debugs some inconsistencies found in previous studies, but increases the general evidence found so far.

KEY WORDS:

Heterogeneous Technology. Convergence of GDP *Per Capita*. Convergence Clubs. Dynamics of Transition. Log *t* test.

AGRADECIMENTO

Com cordiais agradecimentos ao Banco do Nordeste do Brasil (BNB) e a Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP), que fomentaram integralmente esta pesquisa através dos respectivos Aviso Fundo de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNDECI)/Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE) 03/2008 e do Programa de Bolsas de Doutorado da FUNCAP.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E. et al. Convergence clubs among Brazilian municipalities. **Economics Letters**, v. 83, n. 2, p. 179-184, 2004. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/eolet/v83y2004i2p179-184.html>>. Acesso em: 2009.
- ANDERSON, G. J. Making inferences about the welfare poverty and polarization of nations: a study of 101 Countries 1970-1995. **Journal of Applied Econometrics**, v. 19, p. 537-550, 2004.
- ANDREW, B. B.; CHARLES, I. J. Technology and convergence. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1037-1044, Jul. 1996. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2235376>>. Acesso em: 2009.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequalities in Brazil: 1939-1992. **Latin American Economics Abstracts**, v. 1, n. 2, p. 341-393, 1997.
- AZZONI, C. R. et al. **Geography and income convergence among Brazilian states**. New York: Inter-American Development Bank, 2000. Disponível em: <<http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubR-395.pdf>>. Acesso em: 2009.
- BARRO, R. J. **Economic growth in a cross section of countries**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 1991. (NBER Working Papers, 3120).

- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BASU, S.; WEIL, D. N. Appropriate technology and growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 4, p. 1025-1054, Nov. 1998.
- BERNARD, A. B.; JONES, C. I. Technology and convergence. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1037-1044, Jul. 1996. Disponível em: <<http://www.istor.org/stable/2235376>>. Acesso em: 2009.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, p. 331-352, 2007.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple regimes and cross-country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v10y1995i4p365-84.html>>. Acesso em: 2009.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. **Growth econometrics**. [S.l.: s.n.], 2004. (Working Paper, n. 61). Disponível em: <[HTTP://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP61.pdf](http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP61.pdf)>. Acesso em: 14 abr. 2006.
- DURLAUF, S. N.; KOURTELLOS, A.; AND MINKIN, A. The local Solow growth model. **European Economic Review**, v. 45, n. 4-6, p. 928-40, 2001.
- FERREIRA, A. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 29, n. 1, p. 47-63, 1999.
- _____. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. **Applied Economics**, v. 32, n. 4, p. 479-489, 2000.
- _____. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n. 3, p. 363-374, 1996.
- FERREIRA, A.; DINIZ, C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.
- FERREIRA, A.; ELLERY JUNIOR, R. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.
- GALTON, F. Regression towards mediocrity in hereditary stature. **The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland**, v. 15, p. 246-263, [19--]. Disponível em: <[1886http://galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf](http://galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf)>. Acesso em: 2009.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n.1, p. 71-100, 2007.
- HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation". **Econometrica**, v. 68, p. 575-603, 2000.
- HOWITT, P.; MAYER-FOULKES, D. R&D, Implementation and stagnation: a schumpeterian theory of convergence clubs. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, p. 147-177, Feb. 2005.
- ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, Nov. 1995.
- JOHNSON, P.A.; TAKEYAMA, L. **Absolute, conditional or club convergence in the U.S. states?**. [S.l.]: Vassar College, 2003. Mimeografado.
- JONES, C. I. On the evolution of the world income distribution. **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 3, p. 19-36, 1997. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/aea/jecper/v11y1997i3p19-36.html>>. Acesso em: 2009.
- KREMER, M; ONATSKI, A.; STOCK, J. Searching for prosperity. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 55, n. 1, p. 275-303, Dec. 2001.
- LAURINI, M.; ANDRADE, E.; VALLS PEREIRA, P. L. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. **Applied Economics**, v. 37, n. 18, p. 2099-2118, Oct. 2005.
- LIMA, L. R.; NOTINI, H. H.; GOMES, F. Empirical evidence on convergence across Brazilian states. In: ENCONTRO CAEN-UFC/EPGE-FGV DE POLÍTICAS PÚBLICAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO, 4., 2009. Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2009.

LUCAS JUNIOR, R. E. The industrial revolution: past and future. **Lectures on Economic Growth**. Cambridge: Harvard University Press, 2002.

_____. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

MAASOUMI, E.; RACINE, J. S.; STENGOS, T. Growth and convergence: a profile of distribution dynamics and mobility. **Journal of Econometrics**, v. 136, p. 483-508, 2007.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MENEZES, T. A.; SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Demografia, ciclo de vida e dinâmica da desigualdade regional de renda no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: ANPEC, 2006.

MOSSI, M. et al. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

PARENTE, S. L.; PRESCOTT, E. C. Barriers to technology adoption and development. **Journal of Political Economy**, v. 102, p. 298-321, 1994.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometric Society**, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, Nov. 2007.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v. 40, p. 1353-1375, 1996.

ROMER, P. M. **Dynamic competitive equilibrium with externalities, increasing returns, and unbounded growth**. 1983. Dissertation (Mastership) - University of Chicago, Chicago, 1983.

_____. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, Oct. 1990.

_____. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, Oct. 1986.

TROMPIERI; LINHARES; CASTELAR. Convergência

de renda dos estados brasileiros: uma abordagem em painel dinâmico com efeito threshold. In: ENCONTRO DA ANPEC, 2008, Salvador. **Anais...** Salvador, 2008. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf>. Acesso em: 2009.

ZINI JUNIOR, A. Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 383-411, abr./jun. 1998.

Recebido para publicação em: 19.10.2009